

QUATRIEME PARTIE

UNE MODELISATION DU TAUX D'EMPLOI

Il faut maintenant passer d'une imputation comptable à une modélisation des performances d'emploi. On se trouve d'emblée confronté à une explication en quelque sorte spontanée, selon laquelle c'est la modération salariale et les réformes du marché du travail qui ont permis à certains pays de réaliser de meilleures performances d'emploi. On a déjà donné quelques éléments qui montrent que la modération salariale et les caractéristiques institutionnelles du marché du travail ne constituaient pas une ligne d'explication probante pour les pays du *Top4* ou pour le Royaume-Uni, mais cela ne suffit pas, dès lors que le projet est bien ici de « plonger » l'analyse des *success stories* dans un modèle plus général. C'est en effet une manière de vérifier la pertinence des explications mises en avant : il faut non seulement suggérer que certains pays ont réussi parce qu'ils ont mené telle politique, mais vérifier aussi que les pays qui ont obtenu de mauvaises performances ont effectivement mené des politiques différentes. C'est pourquoi les explications fondées sur la flexibilisation du marché du travail ne convainquent pas : alors qu'il s'agit d'une tendance uniforme, elles n'expliquent pas pourquoi cette évolution vertueuse ne porte ses fruits que dans quatre petits pays, d'ailleurs plutôt caractérisés par une rigidité élevée, au moins au départ. C'est de ce point de vue qu'il faut examiner au préalable la question de la sensibilité de l'emploi au salaire.

4.1. La question de la modération salariale

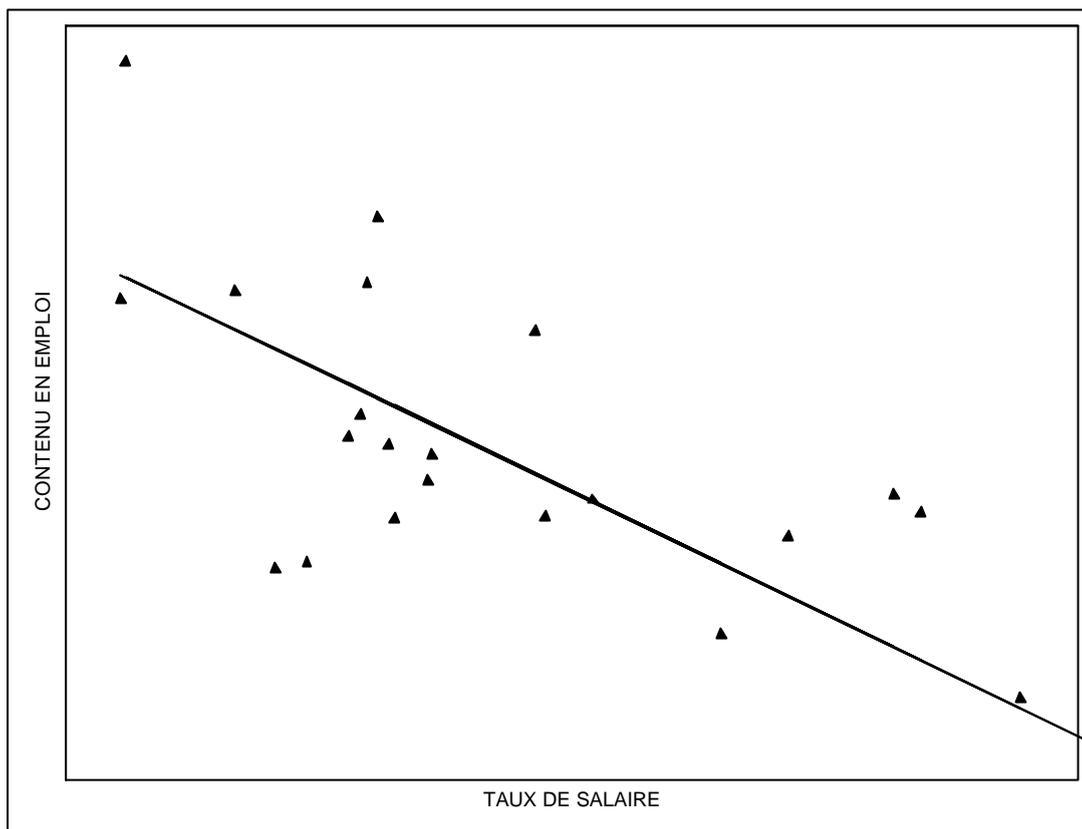
L'approche la plus répandue en matière de comparaison des performances d'emploi repose sur l'idée simple selon laquelle les pays qui créent le plus d'emplois sont, toutes choses égales par ailleurs, ceux qui ont obtenu la plus grande modération salariale. Sur le socle d'une version à peine actualisée de la théorie néoclassique se développent études, travaux et rapports illustrant le postulat en question ou redoublant les exhortations à en respecter l'enseignement.

Ce discours peut sembler d'autant plus attrayant qu'il s'appuie dans ses versions les plus simplifiées sur des corrélations qui semblent fournir une preuve sans appel aux affirmations avancées. Le graphique 4.1 ci-dessous en donne un exemple parmi d'autres possibles. Il fait apparaître une forte corrélation inverse entre la progression du taux de salaire réel et celle du contenu en emploi. La relation économétrique correspondante est de qualité satisfaisante pour un modèle en coupe sur 20 pays. On obtient en effet :

$$(1) \text{ CONT} = -1,12 \text{ SALR} - 0,44 \quad (R^2 = 0,55)$$

avec CONT : contenu en emploi ; SALR : salaire réel (évolutions 80-97)

GRAPHIQUE 4.1. CONTENU EN EMPLOI ET TAUX DE SALAIRE. EVOLUTIONS 1980-1997



Le danger de ces liaisons partielles hâtivement examinées, est cependant d'oublier la possibilité d'une causalité inverse. En effet, le contenu en emploi n'est autre chose que l'inverse de la productivité apparente du travail. Mais celle-ci est à son tour un argument d'évolution du salaire réel. Même si la norme d'une part salariale constante ne joue plus comme avant, la progression relative du salaire réel n'est pas complètement déconnectée de celle de la productivité. L'estimation réalisée sur le même champ que la précédente donne ainsi :

$$(2) \text{ SALR} = 0,49 \text{ PROD} + 0,30 \quad (R^2 = 0,56)$$

avec SALR : salaire réel ; PROD : productivité (évolutions 80-97)

Le coefficient d'évolution est stable, comme on a pu le vérifier par diverses procédures d'estimation (notamment en « empilant » les pays) et 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 donc à se poser deux questions. La première est celle du sens de causalité. La seconde porte sur la meilleure manière de quantifier la notion de « modération salariale ». Les deux questions sont liées comme on peut le montrer sur un exemple stylisé. Soit 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 reste donc constante. En B, le salaire augmente comme la moitié de la productivité, ce qui conduit à une baisse de la part salariale.

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 productivité croissant moins vite, donc une plus grande richesse en emploi de la croissance. inférieure contenu en emploi plus élevé. Pour une croissance du PIB de 2 %, le pays A crée 1,5 % d'emplois en plus par an. Il apparaît donc comme une « machine à créer des emplois ».

Par comparaison, 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.

TABLEAU 4.1. MODERATION SALARIALE ET FAITS STYLISES

	Productivité	Salaires	Part salariale	PIB	Emploi
Pays A	0,5	0,5	0,0	2,0	1,5
Pays B	2,0	1,0	-1,0	2,0	0,0

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 ½ 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.

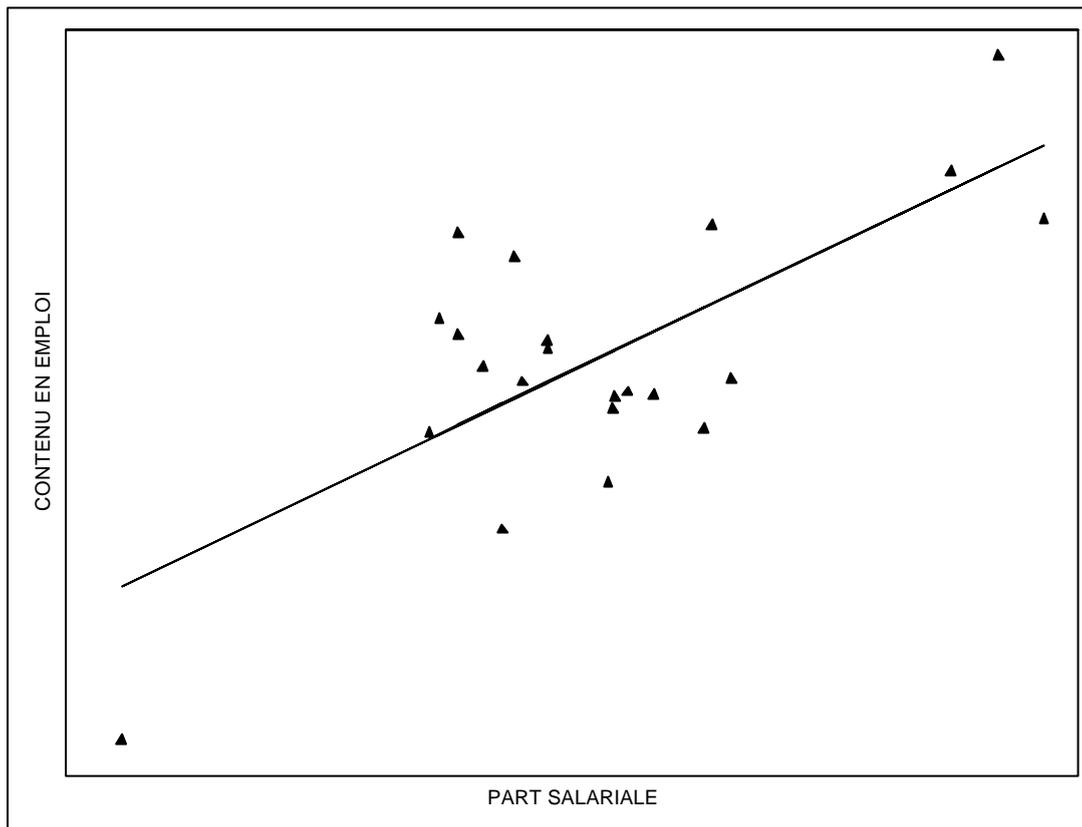
C'est d'ailleurs parfaitement conforme à la théorie établie de mesurer ainsi ce que Bruno et Sachs appelaient *wage gap* dans leur ouvrage de référence (1985). Mais si l'on admet cette manière de procéder, on est conduit à un résultat qui renverse les déterminations puisqu'il fait apparaître un lien positif entre le contenu en emploi et la part des salaires. Sur le même échantillon que précédemment, on obtient en effet :

$$(3) \text{ CONT} = 0,99 \text{ PSAL} + 1,24 \quad (R^2 = 0,51)$$

avec CONT : contenu en emploi ; PSAL : part des salaires (évolutions 80-97)

Alors que l'évolution du contenu en emploi est associé négativement à la progression du salaire réel, il est corrélé positivement à celle de la part salariale. Autrement dit, la modération salariale, mesurée par une 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 compatible le premier résultat (corrélacion inverse entre salaire et emploi) et le second (corrélacion positive entre part salariale et emploi).

GRAPHIQUE 4.2. CONTENU EN EMPLOI ET PART SALARIALE. EVOLUTIONS 1980-1997



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. On a cependant 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). Si on laisse de côté ces deux pays, les résultats portant sur 18 pays font apparaître une corrélation très forte entre rétablissement du profit et montée du chômage que confirme l'économétrie :

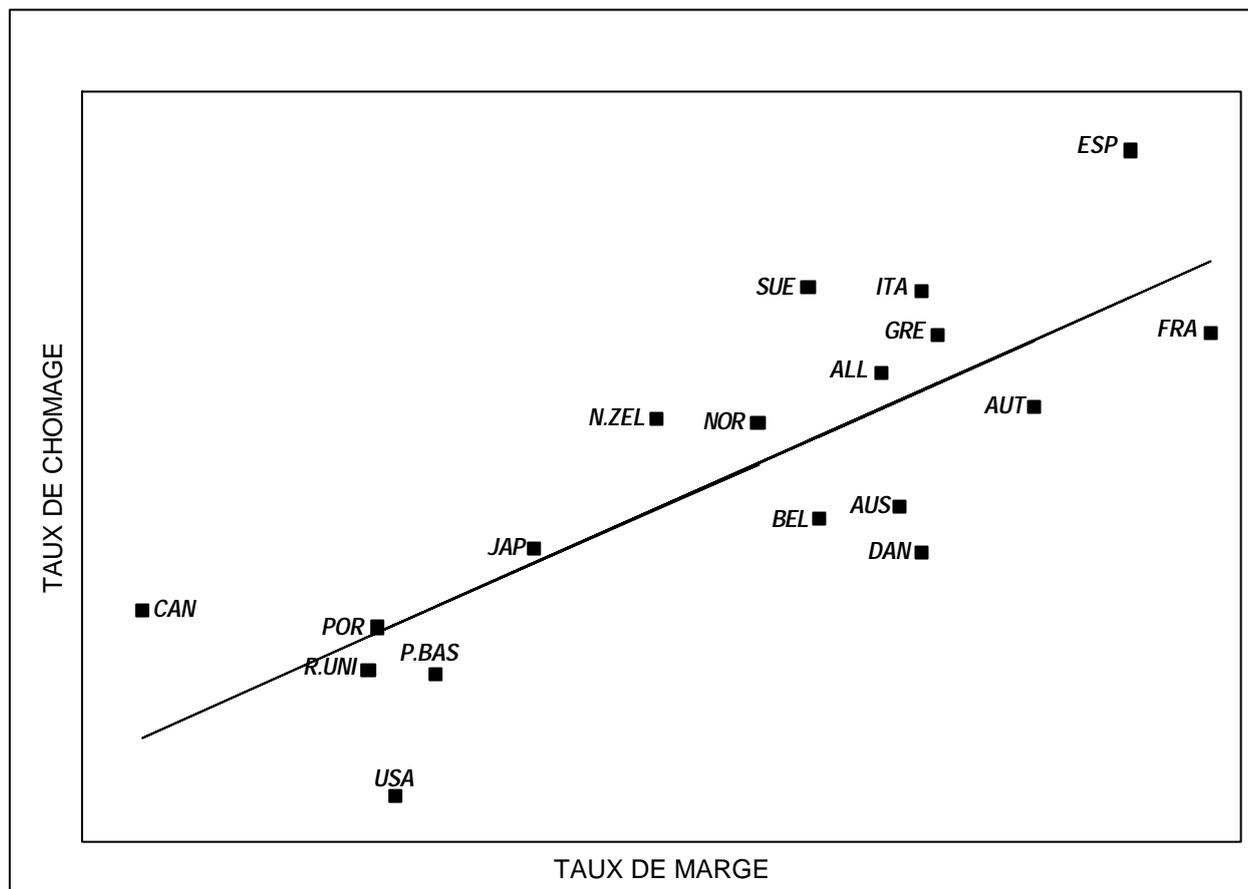
$$(4) \Delta TCHO = 0,41 \Delta TMAR - 0,99 \quad R^2 = 0,63$$

(5,2) (1,5)

$\Delta TMAR$ Variation du taux de marge entre 1981-83 et 1994-96
 $\Delta TCHO$ Variation du taux de chômage entre 1981-83 et 1994-96

On constate ainsi (graphique 4.3) que 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 4.3. TAUX DE CHOMAGE ET TAUX DE MARGE. EVOLUTIONS ENTRE 1981-83 ET 1994-96



Cette démonstration conduit au minimum à une neutralisation des argumentations. A l'argument du lien salaire-productivité correspond le contre-argument entre part des salaires et contenu en emploi. On peut ensuite considérer que cette symétrie devrait être dépassée en considérant que la seconde liaison peut être utilisée dans un modèle plus complexe de comparaison internationale où un indicateur de rentabilité comme le taux de marge ou encore le taux de profit fonctionne comme variable représentative des modalités du partage de la valeur ajoutée.

La part des salaires, ou ce qui revient au même, le taux de marge, représente en effet 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. C'est pourquoi c'est ce type de variable que nous introduisons dans l'explication du taux de chômage, et non le seul salaire réel.

4.2. L'affectation des gains de productivité

Cette discussion conduit, avant de passer à la modélisation proprement dite, 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 une réduction de la durée du travail
- à un rétablissement du profit par baisse de la part des salaires

Le tableau 4.2 rappelle les oppositions classiques entre Japon, Europe et Etats-Unis. Aux Etats-Unis, la productivité disponible est moins élevée, et affectée 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.

TABLEAU 4.2. L'AFFECTATION DES GAINS DE PRODUCTIVITE

	Productivité horaire	Salaire réel	Réduction de la durée	Restauration du profit	Ajustement
90-97					
Etats-Unis	0,9	0,8	-0,2	0,1	0,1
Japon	2,1	1,1	1,0	-0,2	0,1
Union Européenne	1,8	1,1	0,3	0,5	-0,1
<i>TOP4</i>	2,2	1,3	0,5	0,4	-0,1
80-90					
Etats-Unis	0,7	0,6	-0,3	0,2	0,2
Japon	3,2	2,0	0,4	0,9	-0,1
Union Européenne	2,4	0,9	0,5	0,7	0,2
<i>TOP4</i>	2,3	0,5	0,7	1,1	-0,1

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.

Comment se situent le *Top4* par rapport à ces trois grands modèles ? Ces quatre pays ont-ils emprunté au modèle américain ou bien auraient-ils fait preuve d'une particulière modération salariale ? 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 productivité. 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. L'examen de la compétitivité doit permettre de vérifier si cette liaison ne fonctionne pas également en sens inverse.

Quoi qu'il en soit, ce surcroît de productivité se traduit par un surcroît de salaire réel et par une réduction du temps de travail un peu plus rapide, 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 absolument tranchée. Si différence il y avait, elle irait plutôt dans le sens d'une moindre modération salariale.

4.3. Le modèle de référence de Layard et Nickell

Le modèle de Layard, Nickell et Jackman (1991) est une référence classique dans l'étude des performances d'emploi. On en propose ici une présentation très résumée qui sera suffisante pour servir de comparaison à notre propre modélisation. L'idée de base du modèle consiste à faire dépendre le taux de chômage de la confrontation de deux courbes. L'une décrit la formation du prix, l'autre celle des salaires. L'équation de prix modélise en fait l'inverse du salaire réel en fonction de 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 macroéconométrique ne procède de la sorte : en général, le prix est, assez logiquement, rapporté au coût de production unitaire et l'équation décrit un comportement de *mark up*.

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

La confrontation de ces deux équations est censée donner une représentation acceptable de l'équilibre sur le 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 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, dès lors que le modèle s'applique à différents pays.

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

L'originalité de cette modélisation est de faire dépendre les principaux paramètres de l'équation de variables censées représenter les caractéristiques des marchés du travail de chaque pays. Ainsi la sensibilité à la pression salariale est plus ou moins forte en fonction 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, propres à chacun des pays.

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 notamment indépendant des évolutions relatives de l'emploi et de la population active. On a vu comment 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, lui aussi, 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 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 comme seul moyen de baisser 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 de *dummy* par pays difficilement falsifiable.

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. Qu'il s'agisse de Scarpetta (1996) ou Nickell (1997), ces modèles sont dépourvus de toute variable représentative de la croissance et donc pour autant biaisés. Le travail récent de Nickell 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 par la moindre pression salariale exercée lorsque les conditions d'indemnité du chômage sont moins dégradées. 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 permet de créer des emplois et donc de baisser le chômage à travers la modération salariale que cette dégradation implique. Dans le second, c'est par le retrait d'une partie de la population active que passe l'effet sur le taux de chômage. C'est pourquoi, compte tenu des résultats de Nickell, nous ferons dans ce qui suit l'hypothèse que les conditions d'indemnité jouent essentiellement sur le taux d'activité global et non directement sur l'emploi.

4.4. La modélisation retenue

La discussion du modèle de Layard et Nickell conduit à adresser une objection à la démarche suivie jusqu'ici, qui est pour l'instant purement comptable. Les « vérités » contenues dans la décomposition comptable ne dispensent certes pas d'une analyse causale mais permettent de mieux en délimiter le cadre. Il faut d'abord rappeler que le taux de chômage n'existe pas indépendamment de sa construction. Autant le PIB et l'emploi sont des grandeurs qui se déduisent par agrégation de phénomènes concrets élémentaires, autant le taux de chômage n'existe que comme un rapport, obtenu en comparant deux grandeurs disjointes, à savoir le nombre de chômeurs, d'un côté, et le nombre d'emplois, d'un autre côté. Ces évidences ne sont rappelées que pour suggérer un principe méthodologique : il est impossible d'identifier une détermination causale qui jouerait directement sur le taux de chômage, cette variation se transférant ensuite sur l'emploi ou le chômage. Autrement dit, il n'est pas de détermination du chômage qui ne passe pas par l'une (au moins) des composantes du taux de chômage. Ce principe de méthode peut aller de soi, mais il n'est pourtant pas respecté par le modèle de Layard et Nickell.

Une seconde remarque de méthode plus fondamentale concerne l'épineuse question de l'articulation des performances d'emploi et de l'organisation du marché du travail. La décomposition comptable utilisée jusqu'ici présente la grande faiblesse d'être tautologique. L'intérêt de l'exercice d'imputation est indéniable, mais il ne peut accéder au statut d'analyse causale. Il semble exclure par avance des explications d'ordre institutionnel renvoyant par exemple à la flexibilité accrue des marchés du travail.

Mais cette faiblesse admet des contreparties. La force d'une relation comptable est 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. Prenons un exemple éloigné de cette discussion : dans les études standard de l'OCDE, on rapproche comme allant de soi l'assainissement des finances publiques des performances d'emploi. La réduction du déficit budgétaire aurait en soi des effets favorables à la création d'emplois sans qu'il soit jamais dit quels sont les canaux empruntés, et donc jamais expliqué comment fonctionne cette « boîte noire ». La question de principe est donc la suivante : par quel terme de la relation de base passe cette détermination : la modération budgétaire, par exemple, va-t-elle doper la croissance, enrichir son contenu en emploi ou freiner la population active ?

Considérons un autre exemple, et 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. L'impact du changement du mode de formation des salaires désigne ici la variable par l'intermédiaire de laquelle elle 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 signifie 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 vérifié par ailleurs 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 donc 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'oeuvre 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.

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'au-delà 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.

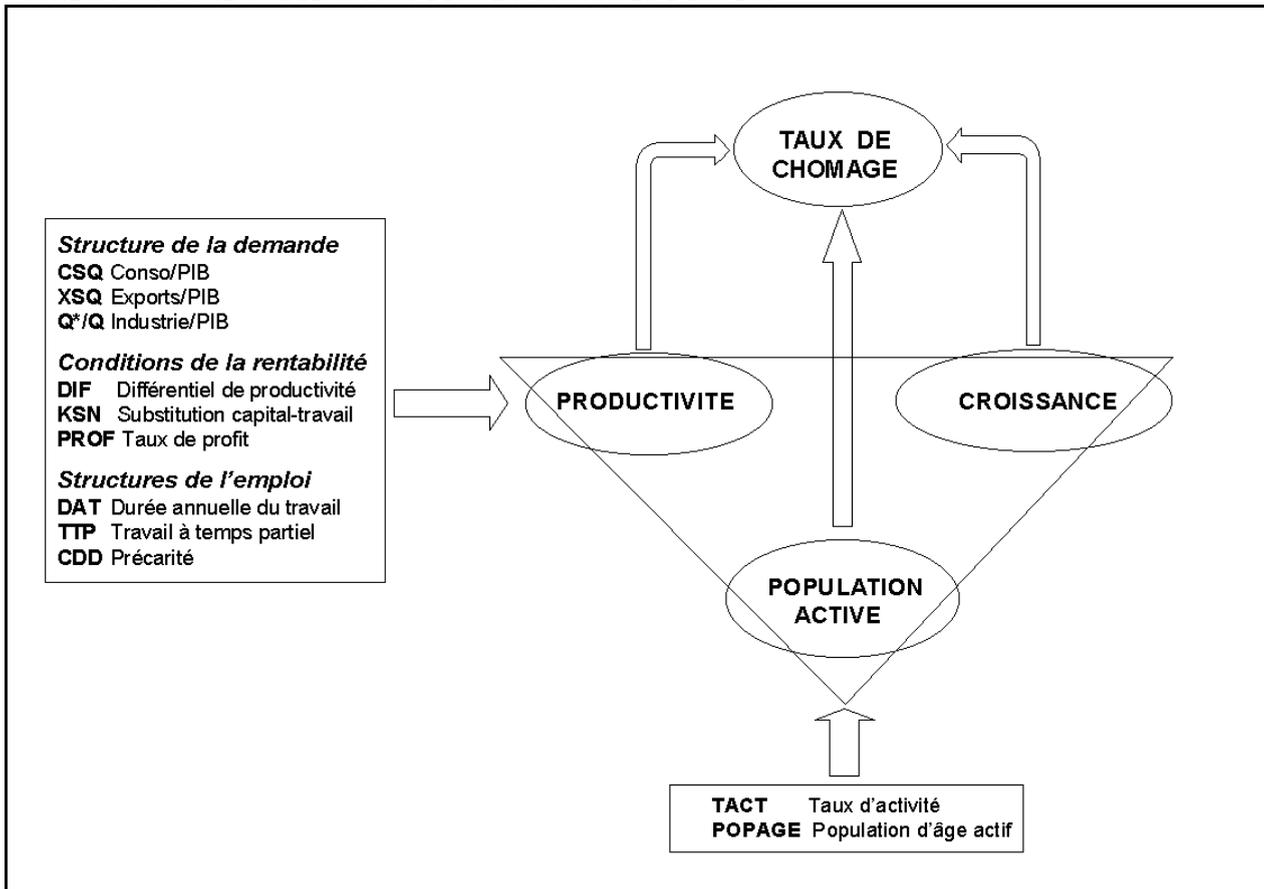
- DAT représente la durée annuelle du travail et mesure naturellement le rapport entre volume et effectifs ;
- TTP est le recours au temps partiel qui permet de distinguer dans les mouvements de la durée annuelle du travail ce qui ressort d'une réduction générale et ce qui doit être imputé à l'extension 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 MMM présente la structure. Les performances d'emploi sont mesurées par l'évolution du taux de chômage et rapportée 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 déterminée 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. Cependant, en évolution, l'emploi, et encore plus le taux de chômage résulte 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.

SCHEMA 4.1. UNE MODELISATION DES PERFORMANCES D'EMPLOI



4.5. 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 :

$$Y_{it} = a_i X_{it} + b_i Z_{it} + c_i$$

i et t indiquent respectivement les pays et les années d'observation

X et Z représentent respectivement un ensemble de variables macroéconomiques 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 » :

Modèle I $Y_{it} = a X_{it} + b Z_{it} + c_i$

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 macroéconomiques, de telle sorte que ce « modèle II » revêt alors la forme suivante :

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

L'articulation entre « macroéconomique » et « institutionnel » est donc différente. Dans le modèle I (celui que nous retenons), on décompose les performances d'emploi en un effet macroéconomique (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. Il explicite 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 macroéconomie 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 II 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.

4.6. 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 à la présence de pays éventuellement atypiques. Dans certains cas de figures, 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 cas de figure, chaque pays pèse du même poids, du Luxembourg aux 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 4.1 suivant. Les enseignements du modèle empilé, qui 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.

ENCADRE 4.1.

TROIS ESTIMATIONS ECONOMETRIQUES TRANSVERSALE DU CHOMAGE
Variable expliquée TEMP = 1 - Taux de Chômage

EQUATION 1 (MODELE EMPILE)

Variable		Coefficient	T de Student
C	Constante	1,541	4,6
PIB	PIB	0,518	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 (MODELE SIMPLE)

Variable		Coefficient	T de Student
C	Constante	-0,915	3,9
PIB	PIB	0,674	8,2
POPAC	Population active	-0,491	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 (MODELE 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

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. On retrouve ici l'idée que les pays du *Top4* se caractérisent (à l'instar des Etats-Unis) par une « fonction de production » moins intensive en capital.
- 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 emplois.
- 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.

Parmi les nombreux résultats intermédiaires d'un tel exercice, qu'il 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 n'apparaît au rang des 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 du *Top4* ne se caractérisaient 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.

ENCADRE 4.2.

DEUX ESTIMATIONS ECONOMETRIQUES. COMPARAISON DES SOUS-PERIODES
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

Enfin, les résultats de l'encadré 4.2. 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 doublement, puisque le coefficient correspondant est multiplié par 4 et gagne en significativité ;
- le rôle discriminant de la substitution capital-travail est comparable d'un cycle à l'autre.

4.7. Une synthèse comparative

La force de cette spécification « universelle » est de proposer une lecture simple des écarts de performance à partir du tableau récapitulatif 4.3. L'écart des performances d'emploi (TEMP) est imputé aux diverses composantes pour chaque couple comparé.

La première ligne traite de la comparaison entre les pays du *Top4* et l'Union européenne. On voit apparaître trois effets majeurs. On retrouve en premier lieu la contribution très nette du différentiel de croissance (PIB). On voit ensuite qu'une partie de ce potentiel d'emplois est affecté à 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, fait apparaître 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 significative d'une substitution capital-travail moins rapide (KSN).

TABLEAU 4.3. IMPUTATION DES PERFORMANCES DIFFERENTIELLES D'EMPLOI

	TOP4 /	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	0,45
- Différentiel de productivité	-0,09	0,14	0,10

4.8. Prolongements pour une comparaison Europe/Etats-Unis

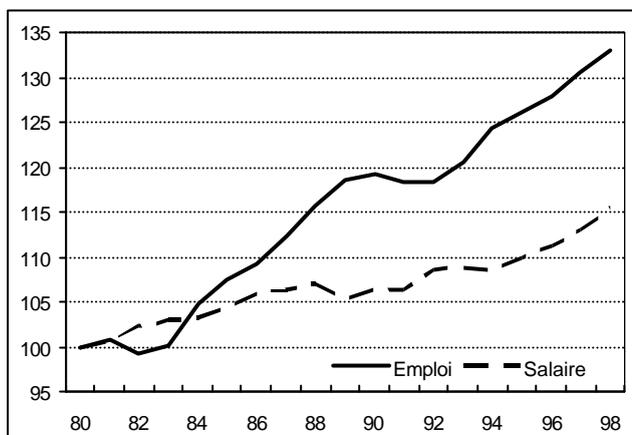
Les résultats obtenus montrent que les performances d'un petit groupe de (petits) pays sont en quelque sorte noyées dans une montée générale du chômage en Europe. Le véritable modèle resterait alors les Etats-Unis et leur « Machine à créer des emplois ». De ce point de vue, il est classique d'opposer la rigidité européenne et la flexibilité du marché du travail aux Etats-Unis à partir d'une comparaison des courbes respectives de salaire et l'emploi. Le graphique 4.4, construit à partir des statistiques de la Commission Européenne¹, fait apparaître une opposition moins tranchée que d'autres présentations. Il semble néanmoins corroborer l'idée que l'Europe

¹ On a utilisé ici cette source statistique, disponible dans différents numéros de la revue *Economie européenne*, dans la mesure où les données de l'OCDE concernant les Etats-Unis n'assurent pas la cohérence entre salaire réel, productivité et part des salaires. On ne peut avoir une productivité qui augmente et une part des salaires constante sans une progression minimale du salaire réel.

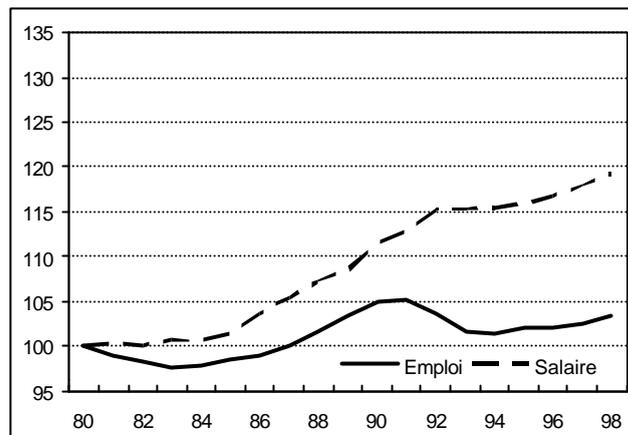
serait caractérisée par une « préférence » pour le salaire (contre l'emploi), tandis que les Etats-Unis ferait le « choix » inverse.

GRAPHIQUE 4.4. EMPLOI ET SALAIRE 1980-1998

ÉTATS-UNIS



UNION EUROPEENNE



Mais cette différence des performances d'emploi ne peut être directement imputée à une différence symétrique portant sur l'évolution des salaires. Entre 1980 et 1998, le salaire réel a augmenté de 1 % en Europe contre 0,8 % des Etats-Unis. La différence n'est donc pas qualitative d'autant plus qu'elle s'est pratiquement effacée sur le dernier cycle, où le salaire croît au voisinage de 1 % dans les deux cas. Le graphique 4.5 montre que le niveau des salaires européen comparé à celui des Etats-Unis a surtout progressé au cours des années 70. Depuis, il a franchi une marche d'escalier de 5 ou 6 points au cours de la reprise de la fin des années 80.

GRAPHIQUE 4.5. SALAIRE REEL EUROPEEN EN % DE CELUI DES ETATS-UNIS

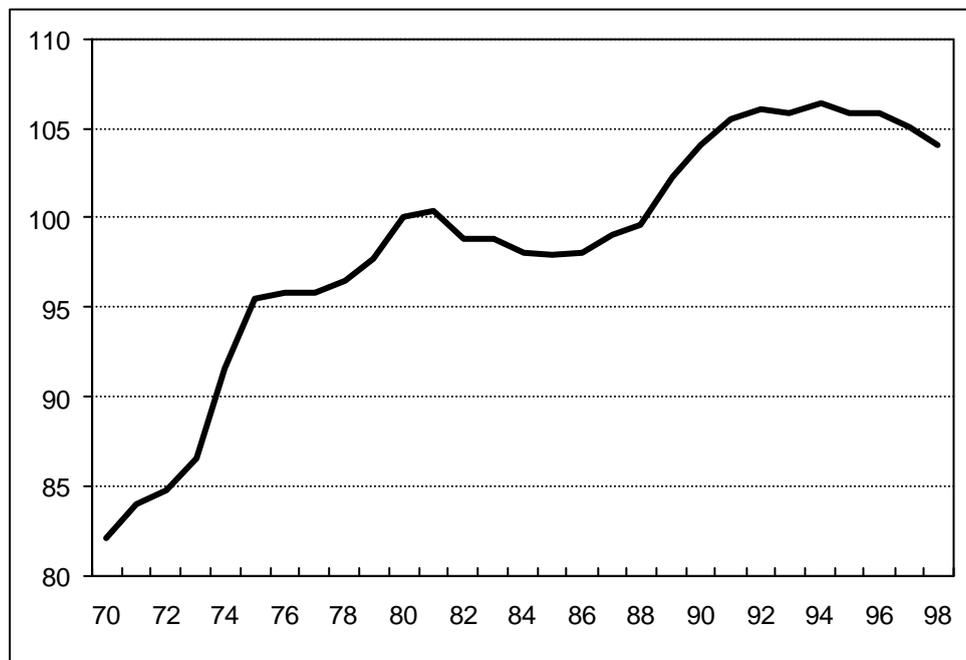


TABLEAU 4.4. EUROPE ET ETATS-UNIS – 1980-1998

	Union Européenne	Etats-Unis
Emploi	0,2	1,6
PIB	2,1	2,5
Salaire	1,0	0,8
Productivité	2,0	0,9
Part des salaires*	-0,6	-0,0

Source : Commission Européenne

Taux de croissance annuels moyens

* la part des salaires corrigée n'est pas exactement cohérente avec l'évolution relative du salaire et de la productivité.

Beaucoup des éléments présentés dans ce qui précède permettent de mieux comprendre pourquoi il s'agit d'un raccourci qui simplifie à l'extrême les bilans comparés de l'Europe et des Etats-Unis. C'est ce qu'illustrent les données rassemblées dans le tableau 4.4 et qui portent sur cette même période 1980-1998. Le point de départ est une incontestable supériorité des Etats-Unis en matière de créations d'emplois. Les effectifs employés progressent de 1,6 % sur la période, alors qu'ils augmentent seulement de 0,18 % par an en Europe. Ils augmentent d'un tiers dans le premier cas, de seulement 3 % dans le second.

GRAPHIQUE 4.6. PRODUCTIVITE EN EUROPE ET AUX ETATS-UNIS

Année	Productivité UE	Productivité USA	Salaire UE	Salaire USA
80	100	100	100	100
81	102	101	101	101
82	105	103	102	102
83	108	104	103	103
84	110	105	104	104
85	112	106	105	105
86	114	107	106	106
87	116	108	107	107
88	118	109	108	108
89	120	110	109	109
90	122	111	110	110
91	124	112	111	111
92	127	113	112	112
93	130	114	113	113
94	132	115	114	114
95	134	116	115	115
96	136	117	116	116
97	138	118	117	117
98	140	119	118	118

De cette comparaison, on pourrait tirer une conclusion inverse. On pourrait dire en effet : voici deux économies dont la croissance du salaire est relativement voisine, l'un crée beaucoup d'emplois, l'autre presque pas ; cela confirme que le salaire n'est pas le déterminant principal en matière d'emploi. On peut pousser plus loin cette ligne de raisonnement, car on ne peut apprécier l'effort de modération salariale en valeur absolue, sans référer l'évolution du salaire au dynamisme général de l'économie. Si l'on raisonne en coût salarial unitaire, en rapportant le salaire à la productivité, on retrouve la notion de *wage gap* chère à Bruno et Sachs. Mais on réalise en même temps que, depuis 20 ans, c'est l'Europe qui a mieux maîtrisé les coûts salariaux. La progression un peu plus rapide du salaire est en effet largement compensée par un rythme de productivité

plus élevé : 2 % en Europe contre 0,9 % aux Etats-Unis. Du coup, la part des salaires dans la valeur ajoutée baisse très nettement en Europe où elle passe de 76,3 % à 68,3 % alors qu'elle reste à peu près constante aux Etats-Unis (72,5 % en 1980 et 72,4 % en 1998). Or, cette baisse relative considérable du coût salarial unitaire n'a pas conduit aux créations d'emplois qu'elle était supposée entraîner. La conclusion est donc paradoxalement que c'est la zone qui a consenti le plus d'efforts en matière de modération salariale qui a créé le moins d'emplois. L'explication principale demeure l'augmentation plus rapide du contenu en emploi aux Etats-Unis (graphique 4.6).

ANNEXES

TABLE DES MATIERES

ANNEXE A. DECOMPOSITION DES PERFORMANCES D'EMPLOI

TABLEAU A1. DECOMPOSITION ABSOLUE 1990-1997
TABLEAU A2. DECOMPOSITION ABSOLUE 1980-1990
TABLEAU A3. DECOMPOSITION RELATIVE 1990-1997
TABLEAU A4. DECOMPOSITION RELATIVE 1980-1990

ANNEXE B . PERFORMANCES REGIONALES D'EMPLOI 1986-1996

TABLEAU B1. REGIONS OU LE TAUX DE CHOMAGE BAISSE ENTRE 1986 ET 1996
TABLEAU B2. REGIONS OU LE TAUX DE CHOMAGE AUGMENTE ENTRE 1986 ET 1996

ANNEXE C . TYPOLOGIE DE LA DUREE DU TRAVAIL EN EUROPE

TABLEAU C1. REGLEMENTATION DU TEMPS PARTIEL DANS LES PAYS DE L'UNION EUROPEENNE
TABLEAU C2. SYNTHESE DES RESULTATS SUR LA DUREE DU TRAVAIL
TABLEAU C3. NIVEAU ET DISPERSION DE LA DUREE DU TRAVAIL

ANNEXE A. DECOMPOSITION DES PERFORMANCES D'EMPLOI

TABLEAU A1. DECOMPOSITION ABSOLUE 1990-1997

	TEMP	PIB	PRODH	DAT*	TTP*	POPAGE	TACT
	90-97	90-97	90-97	90-97	90-97	90-97	90-97
Allemagne	94,4	123,8	107,1	98,1	98,8	127,3	99,3
Autriche	98,4	114,5	111,9	100,7	99,1	105,2	98,9
Belgique	95,8	110,7	115,8	98,7	98,0	100,6	102,6
Danemark	102,0	118,8	117,7	98,4	100,6	102,5	97,6
Espagne	93,9	113,0	115,0	100,4	98,8	103,1	102,3
Finlande	88,6	106,7	120,2	102,3	99,0	102,0	97,0
France	96,1	109,8	111,3	101,9	97,4	102,4	101,0
Grèce	96,4	113,2	107,1	100,5	99,7	105,2	104,0
Irlande	103,1	153,5	136,0	97,5	97,8	110,9	103,4
Italie	96,6	108,0	114,2	100,1	98,9	101,0	98,0
Luxembourg	112,3	139,2	119,7	96,2	99,6	107,1	100,7
Norvège	101,2	130,2	123,2	97,6	99,9	103,2	103,7
Pays-Bas	100,4	118,4	111,0	98,5	96,3	103,3	108,4
Portugal	97,9	114,3	125,6	96,6	98,0	104,1	94,4
Suède	93,5	105,5	115,3	105,4	99,5	102,4	91,1
Suisse	95,7	100,3	102,0	99,1	99,8	104,6	99,3
UK	98,9	112,6	115,9	99,4	98,2	101,7	98,8
Canada	98,9	113,3	103,9	103,9	99,2	109,8	97,5
USA	100,7	117,2	106,2	102,0	99,2	106,7	101,5
Japon	98,7	112,6	115,3	94,5	98,5	101,0	105,3
UE15	96,4	114,2	113,1	99,6	98,3	107,1	99,8
TOP4	101,2	123,7	116,8	98,3	98,1	104,0	104,4

TABLEAU A2. DECOMPOSITION ABSOLUE 1980-1990

	TEMP	PIB	PRODH	DAT*	TTP*	POPAGE	TACT
	80-90	80-90	80-90	80-90	80-90	80-90	80-90
Allemagne	96,9	124,9	127,3	94,7	98,1	107,6	101,2
Autriche	96,8	125,6	128,5	96,9	98,7	107,5	98,2
Belgique	99,1	120,4	126,5	95,6	97,7	103,3	99,3
Danemark	97,5	121,6	118,8	93,9	99,8	104,4	107,2
Espagne	94,6	134,4	138,2	91,4	99,8	111,2	101,4
Finlande	101,3	136,3	134,9	95,5	99,8	103,7	100,9
France	97,2	126,2	133,0	93,9	98,3	108,9	97,2
Grèce	95,6	117,2	106,6	98,4	100,8	109,5	105,9
Irlande	93,6	142,7	150,1	98,1	98,7	107,5	97,5
Italie	96,2	124,7	127,0	96,8	100,1	107,6	97,9
Luxembourg	110,0	154,6	134,3	97,8	99,5	106,5	101,0
Norvège	96,4	126,7	124,9	94,6	100,8	106,6	103,6
Pays-Bas	98,0	124,1	125,7	98,4	92,3	110,1	100,9
Portugal	103,5	133,3	126,0	91,8	100,8	104,9	105,3
Suède	100,3	122,0	111,8	102,4	100,3	103,5	102,2
Suisse	99,7	122,5	107,8	94,4	99,8	107,7	112,3
UK	100,3	130,1	120,7	102,0	98,2	104,2	103,0
Canada	99,3	131,9	113,5	99,1	98,7	112,1	106,8
USA	101,7	133,0	107,5	103,4	100,0	109,2	107,8
Japon	99,9	148,0	137,1	97,6	98,0	109,4	103,3
UE15	97,7	126,7	126,5	96,4	98,6	107,4	100,4
TOP4	97,1	125,5	126,1	96,6	96,0	108,2	102,1

TABLEAU A3. DECOMPOSITION RELATIVE 1990-1997

	TEMP	PIB	PRODH	DAT*	TTP*	POPAGE	TACT
	90-97	90-97	90-97	90-97	90-97	90-97	90-97
Allemagne	98,0	108,5	94,7	98,5	100,4	118,9	99,5
Autriche	102,1	100,3	99,0	101,1	100,8	98,2	99,1
Belgique	99,3	96,9	102,4	99,0	99,6	94,0	102,8
Danemark	105,8	104,1	104,1	98,8	102,3	95,7	97,7
Espagne	97,5	99,0	101,7	100,8	100,5	96,3	102,5
Finlande	91,9	93,5	106,3	102,7	100,7	95,3	97,1
France	99,7	96,2	98,4	102,3	99,0	95,7	101,1
Grèce	100,0	99,2	94,7	100,9	101,4	98,2	104,2
Irlande	107,0	134,5	120,3	97,9	99,5	103,6	103,6
Italie	100,2	94,6	101,0	100,5	100,5	94,3	98,1
Luxembourg	116,5	121,9	105,9	96,6	101,3	100,0	100,9
Norvège	105,0	114,0	109,0	97,9	101,6	96,4	103,9
Pays-Bas	104,2	103,7	98,1	98,9	97,9	96,4	108,6
Portugal	101,5	100,1	111,1	97,0	99,6	97,2	94,5
Suède	97,1	92,4	101,9	105,8	101,2	95,6	91,3
Suisse	99,3	87,8	90,2	99,5	101,5	97,7	99,5
UK	102,6	98,6	102,5	99,8	99,9	95,0	99,0
Canada	102,6	99,2	91,8	104,3	100,9	102,5	97,7
USA	104,5	102,6	93,9	102,4	100,9	99,6	101,6
Japon	102,4	98,7	102,0	94,9	100,1	94,3	105,5
UE15	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
TOP4	105,0	108,3	103,2	98,7	99,7	97,1	104,6

TABLEAU A4. DECOMPOSITION ABSOLUE 1980-1990

	TEMP	PIB	PRODH	DAT*	TTP*	POPAGE	TACT
	80-90	80-90	80-90	80-90	80-90	80-90	80-90
Allemagne	99,2	98,6	100,6	98,3	99,5	100,2	100,8
Autriche	99,1	99,1	101,6	100,5	100,1	100,1	97,8
Belgique	101,5	95,0	100,0	99,2	99,1	96,2	98,9
Danemark	99,9	96,0	93,9	97,4	101,2	97,3	106,7
Espagne	96,8	106,1	109,3	94,8	101,2	103,6	100,9
Finlande	103,7	107,6	106,6	99,1	101,2	96,6	100,4
France	99,5	99,6	105,1	97,4	99,6	101,4	96,8
Grèce	97,9	92,5	84,3	102,0	102,2	102,0	105,4
Irlande	95,9	112,7	118,7	101,8	100,0	100,1	97,1
Italie	98,5	98,4	100,4	100,4	101,5	100,2	97,4
Luxembourg	112,6	122,0	106,2	101,5	100,9	99,1	100,6
Norvège	98,7	100,0	98,8	98,1	102,2	99,2	103,1
Pays-Bas	100,3	97,9	99,4	102,0	93,5	102,5	100,5
Portugal	106,0	105,2	99,6	95,2	102,2	97,7	104,9
Suède	102,7	96,3	88,4	106,3	101,7	96,4	101,8
Suisse	102,1	96,7	85,2	97,9	101,1	100,3	111,8
UK	102,6	102,7	95,4	105,8	99,5	97,1	102,6
Canada	101,7	104,1	89,7	102,8	100,0	104,4	106,3
USA	104,1	104,9	85,0	107,2	101,4	101,7	107,3
Japon	102,3	116,8	108,4	101,3	99,3	101,9	102,8
UE15	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
TOP4	99,5	99,1	99,7	100,2	97,4	100,7	101,7

ANNEXE B . PERFORMANCES REGIONALES D'EMPLOI 1986-1996

TABLEAU B1. REGIONS OU LE TAUX DE CHOMAGE BAISSÉ ENTRE 1986 ET 1996

Zone ou pays	Pays	Emploi 1996	Δ TCHO	TCHO 1986	TCHO 1996	PERF Europe=100
IRLANDE	IRLANDE	1306	-6,5	18,3	11,8	107,9
Scotland	R.-Uni	2252	-5,5	14,2	8,7	106,4
North-West	R.-Uni	2720	-5,5	14,2	8,7	106,3
North	R.-Uni	1277	-5,1	15,7	10,6	106,0
Northern Ireland	R.-Uni	619	-5,1	17,8	12,7	106,1
Wales	R.-Uni	1188	-5,0	13,8	8,7	105,8
Osst-Nederland	Pays-Bas	1425	-5,0	10,8	5,8	105,5
Canarias	Espagne	488	-4,9	26,7	21,7	106,7
West Midlands	R.-Uni	2372	-4,9	13,1	8,2	105,5
Zuid-Nederland	Pays-Bas	1556	-4,8	10,6	5,8	105,2
Yorkshire and Humberside	R.-Uni	2201	-4,1	13,0	8,9	104,6
Noord-Nederland	Pays-Bas	683	-4,0	12,2	8,2	104,5
PAYS-BAS	PAYS-BAS	6945	-3,8	10,0	6,2	104,1
ROYAUME-UNI	ROYAUME-UNI	26141	-3,2	11,6	8,3	103,6
Noreste	Espagne	1356	-3,2	21,1	17,9	104,0
West-Nederland	Pays-Bas	3281	-2,9	9,1	6,2	103,1
East Midlands	R.-Uni	1926	-2,8	10,1	7,3	103,0
Sul do Continente	Portugal	1814	-2,7	12,0	9,3	103,0
Vlaams Gewest	Belgique	2312	-2,4	9,5	7,1	102,6
TOP4	TOP4	27957	-2,4	12,0	9,6	102,7
South-West	R.-Uni	2197	-2,3	9,4	7,1	102,4
Hamburg	Allemagne	771	-2,2	10,3	8,1	102,4
Emilia-Romagna	Italie	1680	-2,2	7,5	5,3	102,3
East Anglia	R.-Uni	1002	-2,2	8,6	6,5	102,3
Nord-Est	Italie	2682	-2,2	7,4	5,3	102,3
BELGIQUE	BELGIQUE	3787	-1,7	11,3	9,6	101,9
Schleswig-Holstein	Allemagne	1244	-1,4	8,0	6,6	101,5
PORTUGAL	PORTUGAL	4426	-1,3	8,7	7,4	101,3
Este	Espagne	3699	-1,2	20,5	19,4	101,4
South-East	R.-Uni	8387	-0,8	8,8	8,0	100,8
Saarland	Allemagne	402	-0,8	10,0	9,3	100,8
Lombardia	Italie	3660	-0,8	7,0	6,3	100,7
Wallonie	Belgique	1146	-0,8	13,7	12,9	100,8
Centro	Italie	2221	-0,6	8,7	8,1	100,6
Norte do Continente	Portugal	2420	-0,4	6,4	6,0	100,4
Ouest	France	2962	-0,4	11,1	10,7	100,3
Madrid	Espagne	1710	-0,2	20,8	20,6	100,2
Bruxelles	Belgique	329	-0,1	14,2	14,1	100,0
Nordrhein-Westfalen	Allemagne	7182	-0,1	8,4	8,4	100,0
EUROPE	EUROPE A 12	133536	-0,1	10,8	10,7	100,0

TABLEAU B2. REGIONS OU LE TAUX DE CHOMAGE AUGMENTE ENTRE 1986 ET 1996

Zone ou pays	Pays	Emploi 1996	Δ TCHO	TCHO 1986	TCHO 1996	PERF Europe=100
EUROPE	EUROPE A 12	133536	-0,1	10,8	10,7	100,0
Niedersachsen	Allemagne	3290	0,0	8,5	8,5	99,9
Nord-Ovest	Italie	2361	0,0	8,6	8,6	99,9
Bremen	Allemagne	276	0,0	11,3	11,4	99,9
Rheinland-Pfalz	Allemagne	1714	0,3	6,1	6,4	99,6
Est	France	1931	0,4	9,2	9,5	99,5
Abruzzi-Molise	Italie	556	0,4	11,1	11,5	99,4
Grèce 3	Grèce	379	0,5	3,9	4,4	99,4
LUXEMBOURG	LUXEMBOURG	166	0,5	2,7	3,2	99,4
Ilhas	Portugal	193	0,5	5,8	6,3	99,4
Bayern	Allemagne	5699	0,6	4,7	5,3	99,3
ALLEMAGNE	ALLEMAGNE	29614	0,6	6,6	7,2	99,3
ESPAGNE	ESPAGNE	12329	0,7	21,6	22,3	99,0
Hessen	Allemagne	2685	1,4	5,0	6,5	98,4
Sud-Ouest	France	2394	1,5	9,9	11,4	98,3
ITALIE	ITALIE	20027	1,5	10,6	12,1	98,2
Sardegna	Italie	483	1,6	20,2	21,8	98,0
DANEMARK	DANEMARK	2606	1,6	5,8	7,4	98,2
Baden-Württemberg	Allemagne	4762	1,8	3,8	5,5	98,1
FRANCE	FRANCE	22321	1,9	10,0	11,9	97,8
Grèce 2	Grèce	2201	1,9	8,7	10,7	97,8
Bassin parisien	France	3859	2,0	10,6	12,5	97,7
Centre-Est	France	2836	2,1	8,5	10,6	97,6
GRECE	GRECE	3869	2,3	7,4	9,7	97,5
Sur	Espagne	2168	2,4	28,9	31,3	96,6
Ile-de-France	France	4723	2,5	8,1	10,6	97,2
Centro	Espagne	1541	2,8	19,4	22,2	96,4
Lazio	Italie	1806	2,9	10,3	13,2	96,7
Méditerranée	France	2339	3,4	12,6	16,0	96,0
Grèce 1	Grèce	1289	3,5	5,9	9,4	96,2
Nord-Pas-de-Calais	France	1278	3,5	13,1	16,7	95,8
Berlin (West)	Allemagne	1590	3,8	7,9	11,7	95,8
Noroeste	Espagne	1367	4,8	15,6	20,4	94,3
Sud	Italie	1832	5,0	15,2	20,2	94,1
Campania	Italie	1477	8,9	16,6	25,5	89,2
Sicilia	Italie	1270	9,1	14,9	24,0	89,2

Emploi (milliers)

TCHO Taux de chômage en %

 Δ TCHO Variation du taux de chômage entre 1996 et 1986

PERF Evolution 1996/1986 du ratio emploi/population active relativement au total EURO*

Source : Eurostat, base de données REGIO.

ANNEXE C . TYPOLOGIE DE LA DUREE DU TRAVAIL EN EUROPE

TABLEAU C1. REGLEMENTATION DU TEMPS PARTIEL DANS LES PAYS DE L'UNION EUROPEENNE

Pays	Définition du temps partiel	Mini et maxi
Allemagne	Dispositions générales du droit du travail.	
Belgique	Régi par la loi du 22.12.89 et par une convention collective, l'accord du 27.02.81. Mais le concept du travail à temps partiel n'est pas défini juridiquement. Toute personne qui travaille moins qu'un travailleur à temps plein est considérée comme travailleur à temps partiel. Règles sur le temps partiel doivent figurer dans les règlements intérieurs, négociés au sein des entreprises d'au moins 100 salariés par le CE. Les travailleurs à temps partiel ont la priorité dans l'obtention d'un travail à temps plein ou à temps partiel (d'une durée supérieure) auprès du même employeur.	mini : 1/3 de la durée hebdomadaire de travail à temps plein et trois heures par période de travail
Danemark	Pas de définition juridique du travail à temps partiel (ni dans les conventions collectives). Est travailleur à temps partiel toute personne qui travaille durant une période inférieure à celle correspondant au temps de travail considéré comme « normal » par les conventions collectives.	
Espagne	Un contrat de travail à temps partiel est celui qui prévoit une durée de travail quotidienne, hebdomadaire, mensuelle ou annuelle inférieure à la durée considérée comme normale dans le secteur d'activité correspondant. Est également considéré comme travailleur à temps partiel celui qui, à l'approche de sa retraite (3 ans) réduit son temps de travail quotidien de 50% alors que le restant du travail est accompli par un autre travailleur (partage du travail).	Le total doit représenter moins des 2/3 de l'horaire normal de travail dans la branche considérée.
France	La loi de décembre 93, qui permet l'annualisation du calcul du travail à temps partiel, conditionne deux définitions du temps partiel. Est temps partiel tout travail dont la durée hebdomadaire ou mensuelle est inférieure de 1/5e au temps de travail légal ou conventionnel. Mais est également employé à temps partiel toute personne qui sur une année alterne des périodes d'activité et de repos et dont la durée de travail annuelle est inférieure de 1/5e à la durée de travail légal (hebdomadaire) pendant la même période (annuelle). Les heures supplémentaires ne doivent pas dépasser 1/10e ou 1/3 du temps de travail convenu.	
Grèce	Le travail à temps partiel a été récemment réglementé par la loi 1892/1990. L'autonomie collective est assez importante étant donné que toutes les dispositions fixées par la loi pour le travail à temps partiel peuvent être réglementées ou complétées par des conventions collectives.	Pas de temps minimum ou maximum
Italie	Travail à temps partiel est défini comme un travail de durée inférieure à celle qui est normalement fixée par convention collective pour un travail à temps plein ou comme un travail à temps plein accompli pendant une partie de la semaine, du mois de l'année. Les heures supplémentaires sont interdites à moins d'être prévues par les conventions collectives.	
Irlande	Loi sur la protection des travailleurs de 1991 définit les	

	employés réguliers à temps partiel comme des personnes travaillant de manière permanente pour le même employeur pendant au moins 8 heures par semaine pour une durée d'au moins 13 semaines. Autrement, ce que l'on entend par travail à temps partiel et travail à temps plein dépend de ce qui est reconnu ou convenu par l'entreprise, le secteur ou l'industrie en question.	
Luxembourg	La loi du 26.02.93 réglemente le travail à temps partiel en calquant le contrat d'un travailleur à temps partiel sur celui d'un travailleur à temps plein.	
Pays-Bas	Pas de définition légale (ni dans les conventions collectives). En général un travailleur à temps partiel est celui qui travaille moins d'heures que celles stipulées dans la convention collective.	
Portugal	Aucune réglementation générale sur le temps de travail. Mais la loi sur la durée du travail établit que les conventions collectives de travail devraient, si possible, inclure des dispositions concernant le travail à temps partiel et définir les priorités d'accès à ce type de travail pour les femmes chargées de famille, les travailleurs handicapés et les étudiants salariés. Généralement, le temps de travail équivaut à la moitié du temps de travail normal.	
Royaume-Uni	Les contrats à temps partiel sont du ressort, dans la mesure du possible, des employeurs et des employés.	

(Sources : Observatoire de l'Emploi - Tableau de bord, Commission Européenne, DGV Emploi Relations industrielles et affaires sociales, 1995).

TABLEAU C2. SYNTHÈSE DES RÉSULTATS SUR LA DURÉE DU TRAVAIL

Pays	Taux de chômage	Taux d'emploi	Δ TCHO (90-97)	Recours au temps partiel	Durée habituelle	Classification durée	Recours aux durées atypiques	Différenciation sexuée
Autriche	5.1	55.4	-	Normal	39	Normale		Différenciation marquée Ho : durées normales Fe : durées normales et réduites
Belgique	9	46	1,7	Normal	37.6	Normale		Différenciation nette Ho : durées \geq 35h Fe : durées $<$ =35 h Présence de durées irrégulières
Danemark	5.4	61.9	-2,9	Fort	35.3	Faible	Durées faibles(FE)	Forte différenciation Ho : Bcp de durées normales et fortes mais présence durées faibles Fe : bcp de durées faibles
Allemagne	9.9	52	5	Normal+	37.6	Normale	Durées faibles(FE)	Forte différenciation Ho : durées normales et fortes Fe : durées réduites et faibles
Espagne	20.9	38.8	4,6	Faible	40.3	Forte	Durées fortes	Peu de différenciation Fe et Ho : durées normales et fortes Seule différence : existence chez les femmes de durées réduites
Finlande	15	51.1	-	Normal	38.9	Normale		Différenciation moins marquée Temps normal pour tous. Présence de durées réduites et faibles pour tous
France	12.6	48.4	3,2	Normal+	37.9	Normale		Différenciation peu marquée Durées normales et fortes pour tous. Durées réduites uniquement pour femmes. Bcp de durées irrégulières

TABLEAU C2. SYNTHÈSE DES RESULTATS SUR LA DUREE DU TRAVAIL (SUITE ET FIN)

Pays	Taux de chômage	Taux d'emploi	Δ TCHO (90-97)	Recours temps partiel	Durée habituelle	Classification durée	Recours aux durées atypiques	Différenciation sexuée
Grèce	9.6	44.2	2,6	Faible	43.4	Forte	Durées fortes	Peu de différenciation Ho et Fe : durées normales et faibles Prédominance des durées fortes pour hommes et des durées normales pour femmes
Irlande	10.2	49.8	-3,9	Normal	40.1	Forte	Durées fortes(HO) Durées faibles(FE)	Forte différenciation Ho : durées normales, fortes et irrégulières Fe : Durées faibles, réduites et normales mais aussi durées fortes et irrégulières
Italie	12.4	41.8	2,6	Faible	39.3	Normale	Durées fortes	Différenciation peu marquée Durées normales et fortes pour tous. Mais existence de durées réduites et faibles pour les femmes
Luxembourg	2.5	49.9	0,9	Faible	38.7	Normale		
Pays-Bas	5.5	57.6	-2,3	Fort	32.8	Faible	Durées faibles	Forte différenciation Fe : durées réduites, faibles et normales (très profilées selon les âges) Ho : durées normales et fortes (quels que soient les âges)
Portugal	6.6	53.9	1,9	Faible	41.2	Forte	Durées fortes	Peu de différenciation Durées fortes et normales pour tous
Suède	10.4	54.5	-	Fort	36.7	Faible	Durées faibles	Forte différenciation Fe : durées réduites et faibles Ho : durées normales et fortes
Royaume-Uni	7.1	57.4	0,1	Fort	38.1	Normale	Durées fortes(HO)	Forte différenciation Ho : durées normales et fortes Fe : durées faibles et réduites

TABLEAU C3. NIVEAU ET DISPERSION DE LA DUREE DU TRAVAIL

Durée du travail	Durée du travail	Recours au temps partiel	Part des durées atypiques
<i>Longue</i>			
<i>Très dispersée</i> Etats-Unis Japon	plutôt longue longue	plutôt fort plutôt fort	forte/plutôt forte forte
<i>Dispersion modérée</i> Grèce Irlande Portugal	longue longue/plutôt longue longue/plutôt longue	faible plutôt faible faible	forte plutôt forte plutôt forte
<i>Généralisée</i> Espagne	plutôt longue	faible	faible
<i>Intermédiaire</i>			
<i>Faible dispersion</i> Finlande France Italie	intermédiaire intermédiaire plutôt forte	plutôt faible intermédiaire faible	faible plutôt faible plutôt faible
<i>Forte dispersion</i> Royaume-Uni	intermédiaire	forte	forte
<i>Courte</i>			
<i>Faible dispersion</i> Allemagne Autriche Belgique	plutôt courte plutôt courte/interm. interm./plutôt courte	interm. interm. interm.	plutôt faible faible faible
<i>Forte dispersion</i> Danemark Pays-Bas Suède	courte/plutôt courte courte courte/ plutôt courte	plutôt fort fort fort	interm./plutôt faible plutôt forte plutôt faible

Source : Passet et Jestaz (1998)

REFERENCES

- ABRAMOVICI G., SAUNIER J.M. & VOLOVITCH P. (1998), « La protection sociale dans l'Union Européenne », *Solidarité Santé - Etudes statistiques*, n° 1, janvier-mars.
- AUER P. (1997), « L'activation de la politique de l'emploi dans l'Union européenne. Un résumé comparatif », *System Tendances*, n° 28.
- AUER P. (1999), *Europe's employment revival : four small European countries compared*, ILO Country Employment Policy Review.
- BARBIER J.C. & GAUTIÉ J. (1998), *Les politiques de l'emploi en Europe et aux Etats-Unis*, Collection « Cahiers du Centre d'Etudes de l'Emploi » n°37, PUF.
- BELLMANN L. & JACKMAN R. (1996), « The Impact of Labour Market Policy on Wages, Employment and Labour Market Mismatch », in SCHMID G., O'REILLY J. & SCHÖMANN K. (eds), *International Handbook of Labour Market Policy and Evaluation*, Edward Elgar.
- BERTOLA G. (1990), « Job Security, Employment and Wages », *European Economic Review*, vol.34, n°4, June.
- BERTOLA G. & ICHINO A. (1995), « Crossing the river : a comparative perspective on Italian employment dynamics », *Economic Policy*, n° 21, october.
- BESSION J.-L. & COMTE M. (1994), « La notion de chômage en Europe », *Revue Economique et Politique*, n°104.
- BLANCHARD O. & PORTUGAL P. (1998), "What Hides Behind an Unemployment Rate : Comparing Portuguese and US Unemployment", *NBER Working Paper Series*, n° 6636.
- BLAU F. & KAHN L. (1996), « International differences in male wage inequality : institution versus market forces », *Journal of Political Economy*, vol. 104, n°41.
- BOSCH G. (1999), *From the redistribution to the modernisation of working time : working time and working time policies in Austria, Denmark, Ireland and the Netherlands*, ILO Country Employment Policy Review.
- BOUTHEVILLAIN C. (1996), « Les cycles des grands pays industrialisés : des croissances plus proches mais des zones déphasées », *Economie et Statistique*, n° 298.
- BRUNO M. & SACHS J. (1985), *Economics of worldwide stagflation*, Harvard University Press.
- BUFFETEAU S., DE PASTOR R. & MAUREL F. (1999), « Zone euro : différences structurelles, conjoncture parallèles », *Insee Première* n°625.
- Bureau International du Travail, *Le travail à temps partiel*, Rapport V, Conférence Internationale du Travail, 80^{ème} session, Genève, 99 pages.
- BUSQUE P. & LENOIR K. (1999) « Compétitivité : talon d'Achille de l'économie danoise ? » Caisse de Dépôts et Consignations, *Flash* n°99-52, 31 mars.

CADIOU L., GUICHARD S., MAUREL M. & LECHEVALIER S. (1998), *La diversité des marchés du travail en Europe : quelles conséquences pour l'Union monétaire ?*, Rapport pour le Sénat.

CAHUC P. & ZYLBERBERG A. (1997), « A quel niveau faut-il négocier le salaire pour favoriser l'emploi », *Revue d'économie politique*, vol.107, n°3, mai-juin.

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

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

CALMFORS L. & DRIFILL J. (1988), « Bargaining Structure, corporatism and macroeconomic performance », *Economic Policy*, n°6, April.

CEPII (1998), *Compétitivité des nations*, Economica.

CHABROL A. & DIDIER M. (1999), Une comparaison économique entre la France et les Pays-Bas, *Revue de Rexecode* n°62, janvier.

Commission européenne (1997), *La voie à suivre : la stratégie européenne de l'emploi. Conseil européen de Dublin des 13 et 14 décembre 1996 : contributions et conclusions*, Emploi & marché du travail, Emploi & affaires sociales.

Commission Européenne (1998a), *Rapport conjoint sur l'emploi 1998*, Direction générale de l'emploi et des affaires sociales, octobre.

Commission Européenne (1998b), *Rapport sur les taux d'emploi 1998. Performances des Etats membres dans le domaine de l'emploi*, Direction générale de l'emploi et des affaires sociales, octobre.

Commission européenne (1998c), *La protection sociale en Europe 1997*, Sécurité sociale et insertion sociale, Emploi et affaires sociales, Direction générale de l'emploi, des relations industrielles et des affaires sociales, Unité V/E.2.

Commission Européenne (1998d), *L'emploi en Europe 1997*, Direction générale de l'emploi et des affaires sociales.

Commission Européenne (1999), *L'emploi en Europe 1998*, Direction générale de l'emploi et des affaires sociales.

COMTE M. (1998), « L'approche du chômage par les variantes dans les comparaisons internationales : intérêts et limites », *Revue d'Economie Politique*, n° 108(5), septembre-octobre.

Conseil Supérieur de l'Emploi, des Revenus et des Coûts (1999), *Le SMIC, salaire minimum de croissance*, La Documentation française.

DAYAN J.L. (1996), « 45 ans de marché du travail dans les grands pays industrialisés », *Insee Première* n°424.

DE BEER P. et LUTTIKHUIZEN R. (1998), « Le "modèle polder" néerlandais : miracle ou mirage ? Réflexions sur le marché du travail et la politique de l'emploi aux Pays-Bas », *in* BARBIER & GAUTIÉ.

DOLADO J., KRAMARZ F., MACHIN S., MANNING A., MARGOLIS D. & TEULINGS C. (1996), « The economic impact of minimum wages in Europe », *Economic Policy*, n° 23, October.

EHREL C. (1998), « L'évaluation macro-économique des politiques de l'emploi », *in* BARBIER & GAUTIÉ.

European Commission (1998a), *Employment in Europe 1998*, Employment & European Social Fund, Employment & social affairs, European Commission, DG V, European Communities.

European Commission (1998b), « Income benefits for early exit from the labour market in eight european countries. A comparative study », *European Economy*, n° 3.

Eurostat (1992), *Enquête sur les forces de travail. Méthodes et Définitions*, Communautés Européennes, Luxembourg.

Eurostat (1997a), *Enquête sur les forces de travail. Résultats 1990*, Communautés Européennes, Luxembourg.

Eurostat (1997b), *Enquête sur les forces de travail. Résultats 1995*, Communautés Européennes, Luxembourg.

Eurostat (1997c), *Enquête sur les forces de travail. Résultats 1997*, Communautés Européennes, Luxembourg.

Eurostat (1997d), *Statistiques Démographiques*, Communautés Européennes, Luxembourg.

FAYOLLE J. & MATHIEU C. (1998), « Les positions compétitives en Europe à la veille de l'Union monétaire », *Lettre de l'OFCE* n°176, 22 juin.

FITOUSSI J.P. *et alii* (1999), *Rapport sur l'état de l'Union européenne 1999*, Fayard/Presses de Sciences Po.

GAUTIE J. (1998), *Coût du travail et emploi*, La Découverte, collection « Repères ».

GRUBB D. & WELLS W. (1993), « Employment Regulation and Patterns of Work in EC Countries », *OECD Economic Studies*, n°21, Winter.

HARTOG J. (1999), *So what's so special about the Dutch model?*, ILO Country Employment Policy Review.

HUSSON M. (1997), « France et Pays-Bas. Performances comparées de l'emploi », *Chronique Internationale de l'IRES*, Hors série octobre.

HUSSON M. (1999), « France et Royaume-Uni : une convergence des modèles de régulation ? », *La Revue de l'IRES* n°28, automne 98.

JOERGENSEN H. *et alii* (1998), « La politique active du marché du travail au Danemark : réforme du marché et décentralisation », *in* BARBIER & GAUTIÉ.

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

L'HORTY Y. & SAINT-MARTIN A. (1996), « Pourquoi la France est-elle l'un des pays les plus touchés par le chômage ? », *Documents de travail du Conseil Supérieur de l'Emploi, des Revenus et des Coûts*, n°96-01.

L'HORTY Y. & SAINT-MARTIN A. (1997), « Une comparaison France-Europe des taux de chômage : Structure de la population active et distribution des taux de chômage catégoriels », *Revue Française d'Economie*, vol XII, n° 1.

LEFRESNE F. (1996), « Le marché du travail britannique crée-t-il des emplois ? », *Chronique Internationale de l'IRES* n°41, juillet, repris dans *Problèmes Economiques* n°2502, 8 janvier 1997.

LEFRESNE F. (1998), « Les paradoxes de la politique de l'emploi au Royaume-Uni » *in* BARBIER & GAUTIÉ.

MALINVAUD E. (1986) *Sur les statistiques de l'emploi et du chômage*, La Documentation Française.

MADSEN P.K. (1999), *Denmark : labour market recovery through labour market policy*, ILO Country Employment Policy Review.

MARTIN J.P. (1998), « What works among active labour market policies : evidence from OECD countries' experiences », *OECD Labour Market and Social Policy, Occasional paper* n°35.

MARUANI M. (1992) « Les nouvelles frontières de la division sexuelle du marché du travail » *in* BAUDOUX C. & ZAIDMAN C. (éds), *Egalité entre les sexes : mixité et démocratie*, L'Harmattan.

MAZIER J. (1999), *Les grandes économies européennes*, La Découverte, collection « Repères ».

Mc MORROW K. (1996), « The Wage Formation Process and Labour Market Flexibility in the Community, the US and Japan », *Economic Papers*, n°118, European Commission, Directorate-General for Economic and Financial Affairs, October.

MEAGER N. (1998), « Evaluation de l'emploi indépendant », *Observatoire de l'Emploi, SYSDÉM, Tendances* n°31.

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.

O'CONNELL P., avec GASH Vanessa & O'DONNELL R. (1999), *Astonishing success : Economic growth and the labour market in Ireland*, ILO Country Employment Policy Review.

OCDE (1992), *Perspectives de l'emploi*, juillet.

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

OCDE (1994a), *L'étude de l'OCDE sur l'emploi : Données et explications*, partie II.

OCDE (1994b), *Les femmes et le changement structurel*.

OCDE (1996), *Perspectives de l'emploi*, juillet.

OCDE (1997), *Perspectives de l'emploi*, juillet.

OCDE (1998a), « La stratégie pour l'emploi : rapport sur l'état d'avancement de la mise en œuvre des recommandations par pays », *Documents de travail du Département des Affaires économiques*, n°196, Mai.

OCDE (1998b), *Perspectives économiques de l'OCDE*, n° 63, juin.

OCDE (1998c), *Etudes économiques de l'OCDE, Royaume-Uni*.

OCDE (1998d), *Perspectives de l'Emploi*.

OCDE (1998e) *Etudes économiques de l'OCDE, Pays-Bas*

OCDE (1999a), *Etudes économiques de l'OCDE, Danemark*.

OCDE (1999b), *Perspectives de l'emploi*.

OCDE (1999c), *Etudes économiques de l'OCDE, Norvège*.

PASSET O. & JESTAZ D. (1998), *Flexibilité et performances comparées des marchés du travail dans les pays de l'OCDE*, IRES-Agence d'objectifs.

PICHELMANN K. & HOFER H. (1999), *Austria : long term success through social partnership*, ILO Country Employment Policy Review.

ROEGER W. & IN'T VELD J. (1997), « A Multy Country Business Cycle and Growth Model », *Economic Papers*, n°123, European Commission, Directorate-General for Economic and Financial Affairs, October.

RUBERY J. (1999), *Equal opportunity and employment policy*, ILO Country Employment Policy Review.

SAUNIER J.M. (1998), « La place des transferts sociaux dans les revenus et niveaux de vie des ménages. Espagne, France, Pays-Bas, Royaume-Uni », *Solidarité Santé - Etudes statistiques*, n° 1, janvier-mars.

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.

SCHETTKAT R. (1999), *Small economy macroeconomics : the economic developments in Ireland, Denmark, Austria and the Netherlands compared*, ILO Country Employment Policy Review.

- SCHMID G. (1997), « Social Integration by Transitional Labour markets. Notes on a Theory of Postindustrial Employment Systems », papier pour le module I (*Employment Systems in Transition*) du réseau TRANSLAM, octobre.
- SNEESSENS H. (1998), « Chômage d'équilibre et courbe de Phillips », *Revue économique*, vol. 49, n° 3, mai.
- SOLOW R. (1998), « What is Labour-Market Flexibility ? What is it Good for ? », to be printed in *Proceedings of the British Academy*, Volume 97.
- SORRENTINO C. (1995), « International Unemployment Indicators, 1983-1993 », *Monthly Labor Review*, August.
- SOSKICE D. (1990), « Wage Determination : the Changing Role of Institutions in Advanced Industrialized Countries », *Oxford Review of Economic Policy*, vol. 6, n° 4, Winter.
- STERDYNIAK H., LE BIHAN H., COUR P. & DELESSY H. (1997), « Le taux de chômage d'équilibre, anciennes et nouvelles approches », *Revue de l'OFCE*, n° 60, janvier.
- STILLE F. (1998), « Tendances du sous-emploi dans l'Union européenne : introduction et vue d'ensemble », SYSDÉM, *Tendances*, n° 30.
- SWEENEY P. (1998), *The Celtic Tiger, Ireland's Economic Miracle Explained*, Oak Tree Press, Dublin.
- TEULINGS C. (1996), « The economic impact of minimum wages in Europe », *Economic Policy*, n°23, October.
- TRONTI L., ed. (1998), *Benchmarking Employment Performance and Labour Market Policies*, Final Report, Employment Observatory, RESEARCH Network, Employment and social affairs, European Commission, april.
- TYRVAÏ NEN T. (1995), « Real Wage Resistance and Unemployment : Multivariate Analysis of Cointegrating Relations in 10 OECD Countries », *OECD Working paper*, n° 135.
- VERGARA F. (1999), « Un miracle britannique en trompe-l'oeil », *Le Monde*, 20-21 juin.
- VISSER J. & HEMERIJCK A. (1997), *A Dutch miracle*, Amsterdam University Press.
- VISSER J. (1999), *Social dialogue and industrial relations in Austria, Denmark, Ireland and the Netherlands*, ILO Country Employment Policy Review.