

LA GRANDE SURPRISE DE L'EMPLOI

Michel Husson

à paraître dans *La Revue de l'IRES* n°36

Il n'y a pas si longtemps, le plein emploi était présenté comme une illusion désormais hors d'atteinte, et la fin du travail nous était annoncée comme un destin irrévocable. Quelques années plus tard, le plein emploi redevient un objectif de politique économique et un sujet de rapports. Cet article s'interroge sur les fondements économiques de ce retournement, à savoir les récentes créations d'emplois en Europe.

Cette enquête sera menée en cinq temps. La première section propose un repérage des performances d'emploi et débouche sur un résultat majeur, qui est l'influence déterminante de la croissance. La seconde section s'interroge ensuite sur l'enrichissement en emploi de cette croissance dans un certain nombre de pays européens, à la recherche d'explications transversales. Les résultats obtenus pointent vers le rôle du commerce extérieur, et la troisième section examine alors plus en détail les déterminants de la compétitivité de chacun des pays.

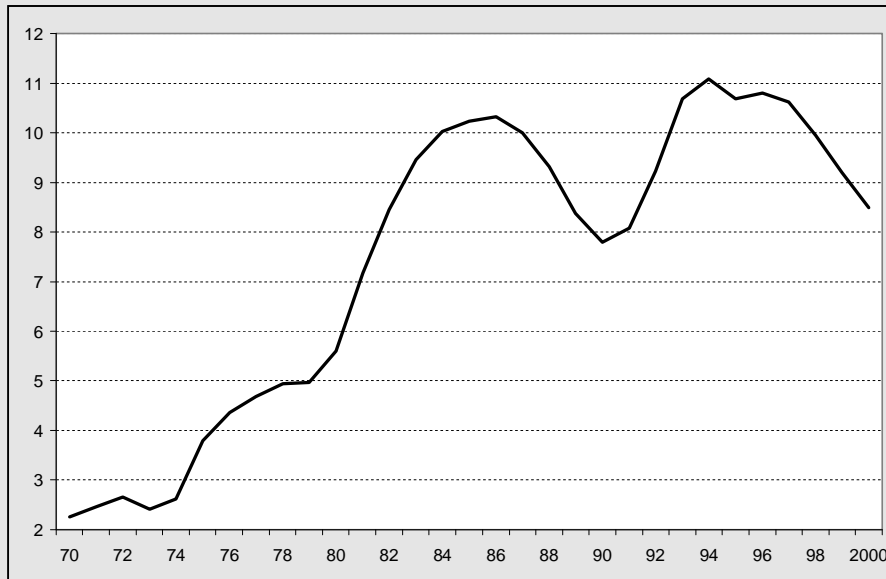
La quatrième section braque le projecteur sur la cas français pour montrer le caractère insatisfaisant des explications du dynamisme récent de l'emploi et cet examen critique conduit à l'exposé, dans la cinquième et dernière section, d'une lecture alternative qui « réhabilite » la rôle de la réduction du temps de travail.

LES PERFORMANCES D'EMPLOI EN EUROPE

Entre 1996 et 2000, la moyenne du taux de chômage européen est passé de 11,1 % à 8,5 % de la population active. Il a reculé dans tous les pays de l'Union européenne, à l'exception de la Grèce. Sur cette même sous-période, 9,6 millions d'emplois ont été créés et le nombre de chômeurs a baissé de 3,8 millions. On vient donc d'assister à un tournant d'importance dans la conjoncture de l'emploi en Europe. On est en droit de considérer également que la décennie 90 constitue un cycle à peu près complet, et que son point haut est derrière nous. De ce point de vue, il faut constater que le taux de chômage reste supérieur à son point bas de 1990, et ne s'écarte pas – en dépit de très amples fluctuations – de la plage de variation des deux dernières décennies (graphique 1).

La dernière partie du cycle (1996-2000) présente cependant quelques traits exceptionnels. La reprise de la croissance a été assez vigoureuse, et son contenu en emploi a été particulièrement favorable. Le graphique 2 permet de rappeler brièvement le récit conjoncturel de cette décennie : après la nette reprise de la fin des années 80 (3 à 4 % de croissance), survient une récession très marquée avec un point bas en 1993. La reprise qui succède n'est pas particulièrement marquée, et semble s'essouffler, voire se retourner en 1996-97. Puis intervient le second souffle qui conduit à une croissance en constante progression jusqu'au début de 2001, date à laquelle apparaissent les premiers signes d'un retournement conjoncturel d'ensemble, déjà amorcé dans certains pays. Ce panorama invite à combiner deux points de vue. Il est légitime de raisonner « de pic à pic » sur l'ensemble des années 90, mais il sera intéressant aussi de distinguer la phase de reprise accélérée 1996-2000, d'autant plus que celle-ci se caractérise par un mouvement similaire en ce qui concerne l'emploi.

Graphique 1. Le taux de chômage en Europe

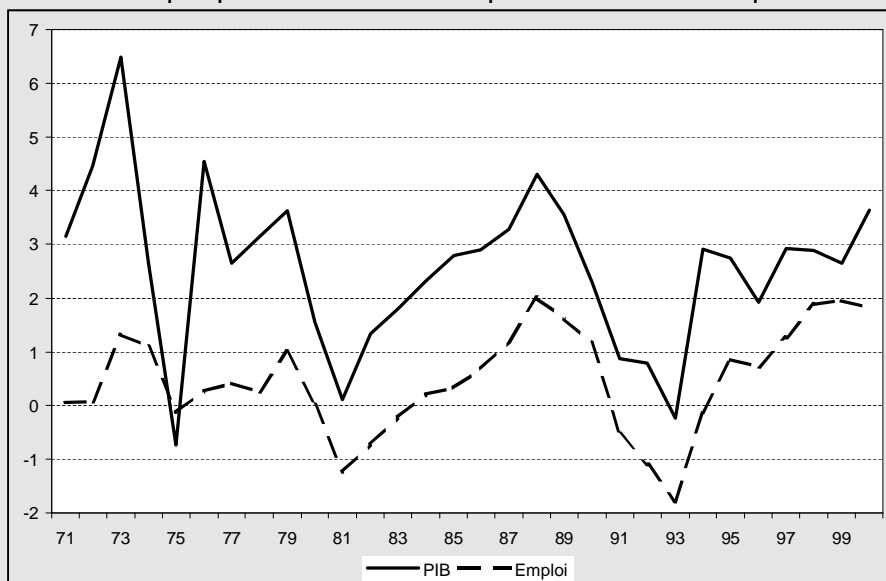


Source : OCDE 2000a.

Le repérage des performances

L'indicateur le plus naturel de performances d'emploi est la variation du taux de chômage sur l'ensemble de la décennie. Le tableau 1 présente les résultats des différents pays classés selon ce critère. Il permet en première approche de situer les performances de l'Europe : le taux de chômage y augmente de 0,7 point, alors qu'il recule de 1,7 point aux Etats-Unis et augmente de 2,7 points au Japon. Même si les niveaux sont différents, les évolutions placent l'Europe en situation intermédiaire entre les bonnes performances des Etats-Unis et l'irrépressible montée du chômage au Japon.

Graphique 2. Croissance et productivité en Europe



Source : OCDE 2000a.

Tableau 1. Performances d'emploi

	Taux de chômage 1990	Taux de chômage 1996	Taux de chômage 2000	Variation 1990-2000	Taux de croissance de l'emploi 1990-2000
Irlande	13,7	11,7	3,6	-10,1	4,3
Danemark	9,4	8,7	5,4	-4,0	0,5
Pays-Bas	6,0	6,6	2,5	-3,5	2,1
Norvège	5,2	4,8	3,5	-1,7	1,1
Etats-Unis	5,6	5,4	4,0	-1,7	1,4
Espagne	15,7	22,2	14,1	-1,6	1,0
Portugal	4,9	7,3	4,1	-0,8	1,1
Royaume-Uni	5,9	8,0	5,7	-0,1	0,2
UE15	7,8	10,8	8,5	0,7	0,9
Autriche	4,2	5,5	5,0	0,8	0,7
France	8,9	12,3	9,8	1,0	0,5
Suisse	0,5	4,2	1,8	1,3	0,2
Luxembourg	1,3	3,3	2,8	1,5	3,4
Belgique	6,7	9,7	8,3	1,6	0,4
Italie	9,1	11,7	11,0	1,9	-0,1
Japon	2,1	3,4	4,8	2,7	0,3
Allemagne	5,5	8,8	8,5	3,0	-0,5
Suède	1,7	8,0	4,8	3,1	-0,8
Grèce	7,0	9,8	10,3	3,3	0,8
Finlande	3,2	14,6	9,2	6,1	-0,7

Source : OCDE 2000a

Quant aux performances intra-européennes, elles confirment la réussite de quatre pays que nous avons baptisés « Top4 » (IRES 2000) et qui font reculer leur taux de chômage très nettement, au moins autant que les Etats-Unis et souvent beaucoup plus. Ce sont l'Irlande, le Danemark, les Pays-Bas et la Norvège. Ce groupe a été rejoint dans la seconde moitié de la décennie par l'Espagne, dont la taux de chômage a reculé de 1,6 point, même s'il reste à un niveau de 14 %, le plus élevé en Europe.

A l'autre bout du classement, on trouve quatre pays qui font moins bien que le Japon. Ce sont la Finlande, la Grèce, la Suède et l'Allemagne. Les autres pays se situent près de la moyenne, mais plutôt en dessous comme la Belgique ou l'Italie.

Ces résultats doivent être ensuite affinés pour tenir compte du profil du cycle. Dans la mesure où ses deux parties sont très dissymétriques, il convient de se demander si les pays qui profitent de la reprise récente sont les mêmes que ceux qui avaient le mieux résisté à la faible croissance de la première moitié des années 90. C'est à cette question que répond notamment le tableau 2, qui classe les pays par sous-période en fonction de l'évolution de leur taux de chômage.

On observe, pour certains pays, de très forts mouvements du taux de chômage à l'intérieur du cycle. Une évolution donnée entra 1990 et 2000 peut alors recouvrir une très forte montée du taux de chômage, suivie d'une très forte baisse. C'est le cas en particulier de trois pays, la Finlande, l'Espagne et le Royaume-Uni où le taux de chômage a augmenté respectivement de 11,4 points, 6,7 points et 2,1 points entre 1990 et 1996, avant d'en reperdre une bonne partie, voire l'intégralité, entre 1996 et 2000. Toutes proportions gardées, la Suisse, le Luxembourg et la France suivent une évolution contrastée analogue.

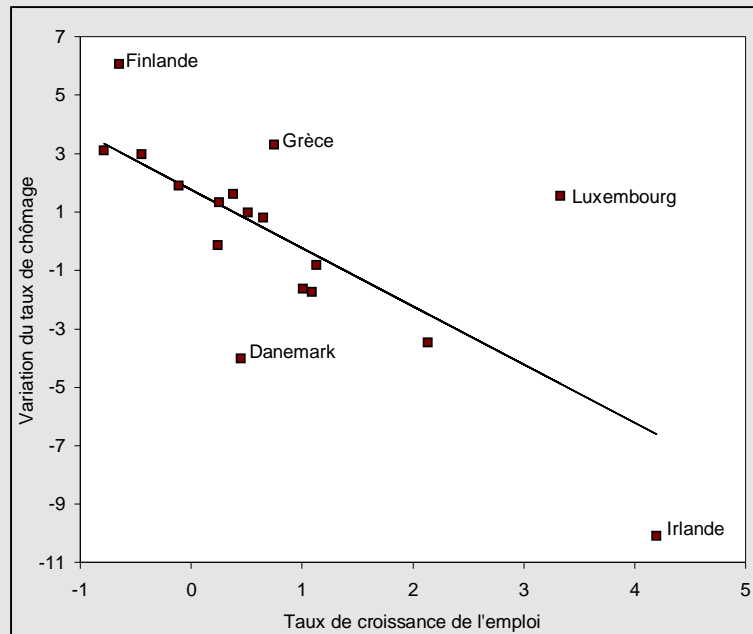
Tableau 2. Performances par sous-périodes

<u>1990-1996</u>		<u>1996-2000</u>		<u>1990-2000</u>	
<i>Bonnes performances</i>					
Irlande	-2,0	Espagne	-8,1	Irlande	-10,1
Danemark	-0,7	Irlande	-8,1	Danemark	-4,0
Norvège	-0,4	Finlande	-5,3	Pays-Bas	-3,5
Pays-Bas	0,7	Pays-Bas	-4,2	Norvège	-1,7
Autriche	1,4	Danemark	-3,3	Espagne	-1,6
		Suède	-3,3		
		Portugal	-3,2		
<i>Moyennes performances</i>					
Luxembourg	2,0	France	-2,5	Portugal	-0,8
Royaume-Uni	2,1	Suisse	-2,4	Royaume-Uni	-0,1
Portugal	2,4	Royaume-Uni	-2,3	Autriche	0,8
Italie	2,6	UE15	-2,3	UE15	0,7
Grèce	2,8	Belgique	-1,4	France	1,0
UE15	3,0	Norvège	-1,3	Suisse	1,3
Belgique	3,0			Luxembourg	1,5
Allemagne	3,3			Belgique	1,6
France	3,5			Italie	1,9
Suisse	3,8				
<i>Mauvaise performances</i>					
Suède	6,4	Italie	-0,7	Allemagne	3,0
Espagne	6,5	Autriche	-0,6	Suède	3,1
Finlande	11,4	Luxembourg	-0,5	Grèce	3,3
		Allemagne	-0,3	Finlande	6,1
		Grèce	0,5		
Etats-Unis	-0,2	Etats-Unis	-1,4	Etats-Unis	-1,7
Japon	1,3	Japon	1,4	Japon	2,7

Source : OCDE 2000a

Cette sensibilité plus ou moins affirmée à une conjoncture elle-même très typée suggère que les performances des marchés du travail seront plus ou moins susceptibles d'être référées à des transformations structurelles des marchés du travail. Une autre manière d'examiner cette question est de se demander si les performances mesurées à partir du taux de chômage ou des créations d'emplois conduisent à un classement analogue. C'est à peu près le cas, comme l'illustre le graphique 3 ci-dessous. Cinq pays s'écartent de ce comportement commun. La Finlande, la Grèce et le Luxembourg ne font pas baisser le taux de chômage à proportion de ce que l'on aurait pu attendre de leurs performances en matière d'emploi. C'est le situation inverse pour l'Irlande (pays aux performances très éloignées de la moyenne) et le Danemark. Cela signifie qu'à l'exception de ces pays, l'évolution de la population active ne permet pas de différencier très nettement les performances observées. En d'autres termes, les performances relatives mesurés à partir du taux de chômage reflètent assez fidèlement celles de l'emploi.

Graphique 3. Taux de chômage et croissance



Source : OCDE 2000a

Le lien emploi-croissance

La décennie 90 fait apparaître un lien étroit entre emploi et croissance. Pour mieux comprendre ce résultat, il faut soigneusement distinguer les deux dimensions possibles de cette relation. Dans un pays donné, elle est en général très marquée, même si la forme précise qu'elle revêt évolue au fil du temps : un supplément de croissance conduit à des créations nettes d'emplois plus élevées. Le graphique 2 illustre bien cette relation au niveau européen.

Mais la liaison dont il est question ici porte sur les performances relatives de différents pays sur une période donnée. Si elle est vérifiée, cela signifie que l'on peut inférer de la croissance plus rapide du PIB d'un pays donné que les créations d'emplois y seront également plus dynamiques.

On aurait tort de penser que cette relation va de soi. Le graphique 4 ci-dessous montre qu'elle n'existe pas pendant les années 60, pour lesquelles on pourrait presque discerner une relation inverse. Elle est vaguement établie ($R^2=0,25$) pour les années 70, mais disparaît à nouveau au cours des années 80. C'est donc une nouveauté des années 90 que de voir s'établir une liaison fortement marquée ($R^2=0,87$) entre emploi et croissance. Autrement dit, ce sont les pays qui ont connu la reprise la plus nette qui ont également créé le plus d'emplois.

Cette comparaison portant sur les quatre dernières décennies fait apparaître une autre caractéristique des années 90 qui est une plus grande dispersion des taux de croissance du PIB et de l'emploi. C'est ce que confirme le tableau 3 où l'on a fait également figurer les exportations, en anticipant sur des développements ultérieurs. Par rapport aux années 80, les performances intra-européennes des années 90 sont beaucoup plus différenciées. Voilà encore un résultat contre-intuitif : on aurait pu penser en effet que la construction européenne aurait homogénéisé les trajectoires de chaque économie nationale.

Tableau 3. Dispersion des performances

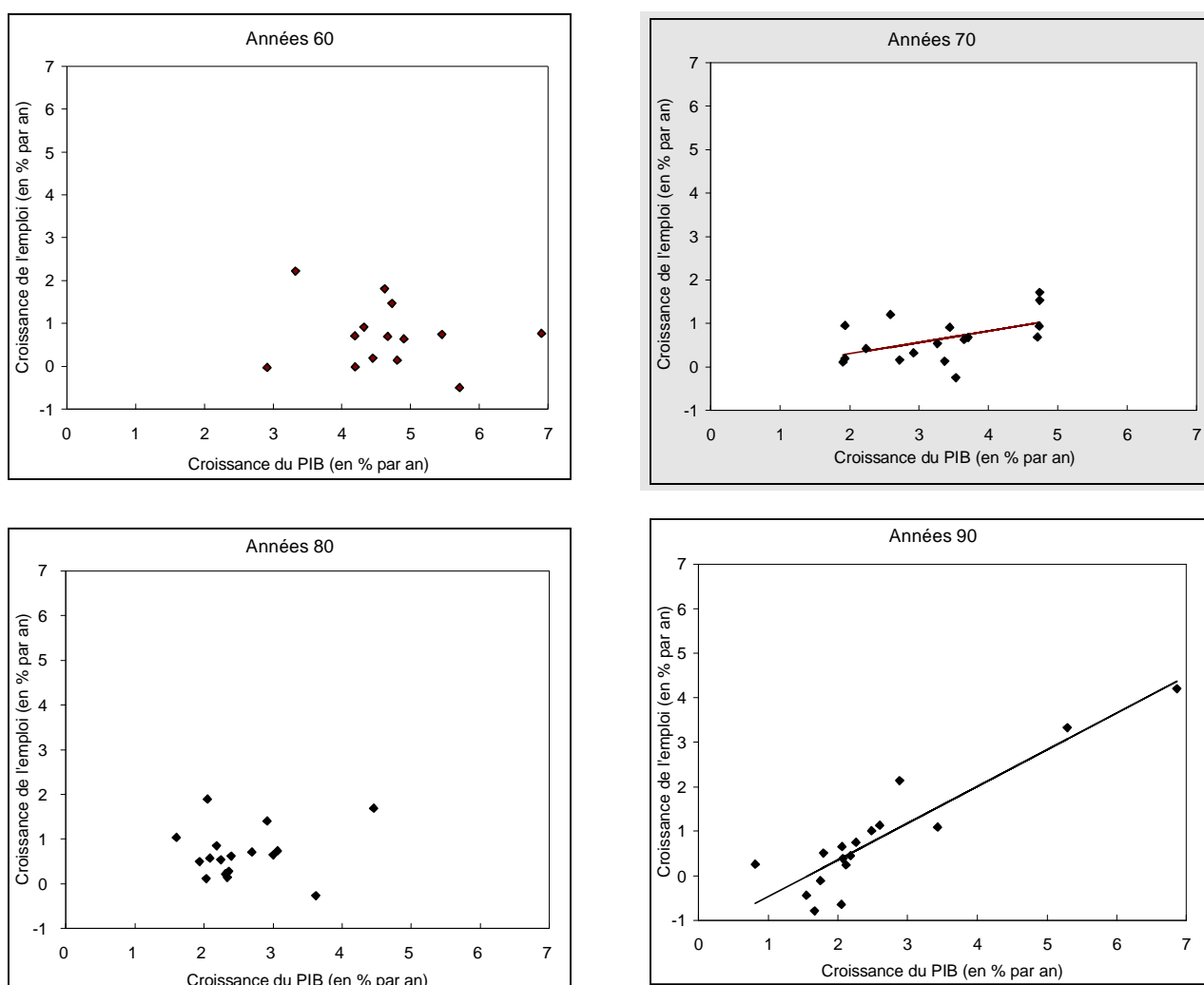
	Années 60	Années 70	Années 80	Années 90
PIB	1,2	1,0	0,7	1,3
Emploi	0,8	0,5	0,5	1,3
Exportations	-	2,0	1,5	2,6

Ecart-type des taux de croissance moyens sur chaque période

Source : OCDE 2000a

Ce premier examen des performances d'emploi fait apparaître deux « lois » ou faits stylisés assez fortement marqués, beaucoup plus en tout cas que durant les précédentes décennies. Premier fait stylisé : les pays qui ont le plus fait reculer leur taux de chômage sont aussi ceux qui ont le plus créé d'emplois. Second fait stylisé : les pays qui ont le plus créé d'emplois sont ceux qui ont obtenu le meilleur taux de croissance. La combinaison de ces deux faits stylisés conduit logiquement à dire que ce sont les pays à la meilleure croissance qui ont eu les meilleurs résultats du point de vue du chômage.

Graphique 4. Quatre décennies de lien emploi-croissance



Source : OCDE

Encore une fois, une telle proposition ne revient pas à enfoncer des portes ouvertes : elle n'était vérifiée, ni dans les années 70, ni dans les années 80. Elle laisse du coup peu de place à d'autres lignes d'explication des performances d'emploi mettant en avant des variables socio-démographiques ou institutionnelles. Pour mieux mesurer la portée de ce résultat, on a procédé à une décomposition minutieuse des performances d'emploi. Son principe et les résultats sont consignés dans l'annexe 1. On va ici s'intéresser aux déviations enregistrées par rapport au lien emploi-croissance.

Quelques exceptions et faits saillants

L'exercice proposé ici consiste à raisonner par rapport à une variation du taux de chômage théorique (du*) obtenue en supposant qu'elle ne dépend pour un pays donné que de son taux de croissance, les autres composantes évoluant comme la moyenne européenne. L'écart entre cette variation théorique et la variation observée est donc un bon moyen de repérer les spécificités nationales puisqu'il peut à son tour être décomposé en trois éléments correspondant à la productivité horaire, la durée du travail et la population active. Le tableau 4 résume cette imputation.

Cinq pays s'écartent notablement de cette liaison emploi-croissance (plus de 0,5 point d'écart entre la variation calculée du taux de chômage et sa variation réelle). Parmi eux figurent la plupart des pays dont le taux de chômage reflète mal les performances d'emploi.

Tableau 4. Chômage et spécificités nationales

	Chômage	Productivité	Durée	Activité
Allemagne	-0,42	0,71	-0,06	-1,07
Autriche	-0,20	-0,19	0,23	-0,24
Belgique	-0,08	0,39	-0,05	-0,42
Danemark	-0,59	0,23	0,15	-0,96
Espagne	-0,06	-0,18	0,29	-0,16
Finlande	0,38	1,08	0,28	-0,98
France	-0,43	0,38	-0,45	-0,36
Grèce	0,27	-0,16	0,30	0,14
Irlande	3,27	1,41	-0,20	2,05
Italie	-0,37	0,39	0,12	-0,88
Luxembourg	3,04	0,77	-0,22	2,49
Norvège	0,89	0,95	0,01	-0,08
Pays-Bas	0,17	-0,40	-0,22	0,79
Portugal	0,17	0,41	-0,31	0,06
Royaume-Uni	-0,23	0,52	0,00	-0,75
Suède	-0,34	0,27	0,83	-1,44
Suisse	-1,38	-0,08	-0,70	-0,59
Europe	0,00	0,00	0,00	0,00
Etats-Unis	0,76	0,10	0,44	0,22
Japon	-0,73	0,18	-0,53	-0,38

Chômage : écart entre taux de chômage observé et résultant de la croissance

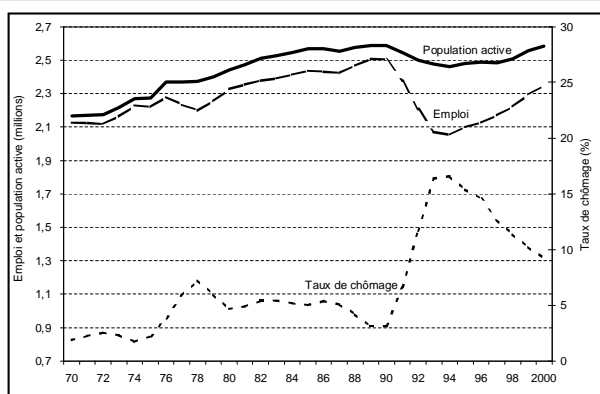
Productivité, durée, activité : croissance moyenne en écart à la moyenne européenne

Trois pays – Irlande, Luxembourg et Norvège – ont un taux de chômage qui baisse moins que l'effet direct de la croissance. Dans le cas du Luxembourg et de l'Irlande, cet écart s'explique par une forte croissance de la population active qui cumule ses effets, pour l'Irlande, avec une forte croissance de la productivité horaire. Il s'agit de pays au voisinage d'un plein emploi qui suscite une croissance exceptionnelle de la population active, avec, dans le cas du Luxembourg, le phénomène des travailleurs frontaliers. La Norvège bénéficie d'une forte croissance mais ses effets sur le taux de chômage sont amortis par la croissance de la productivité horaire.

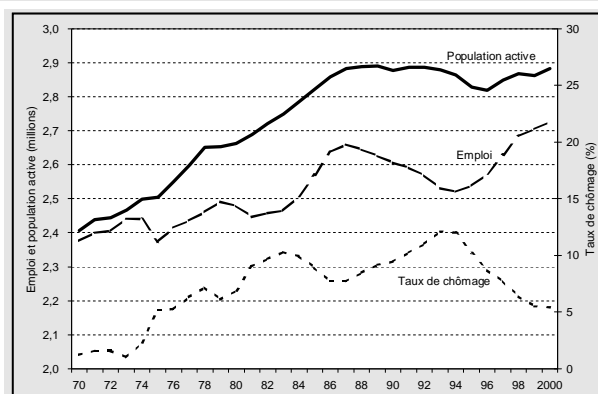
Deux pays – Danemark et Suisse – font baisser leur taux de chômage plus vite que ne l'aurait normalement permis leur taux de croissance. Dans le premier cas, il faut noter une contribution importante de la population active, qui cesse pratiquement d'augmenter sur la décennie. L'effet des créations d'emplois sur le taux de chômage est donc démultiplié (graphique 5A). Quant à la Suisse, le moindre recul du taux de chômage est lié à une réduction de la durée du travail qui passe de 1743 heures de travail annuelles en 1990, à 1584 en 2000, soit une baisse de 9 %.

Graphique 5. Chômage et population active

A - Danemark



B - Finlande

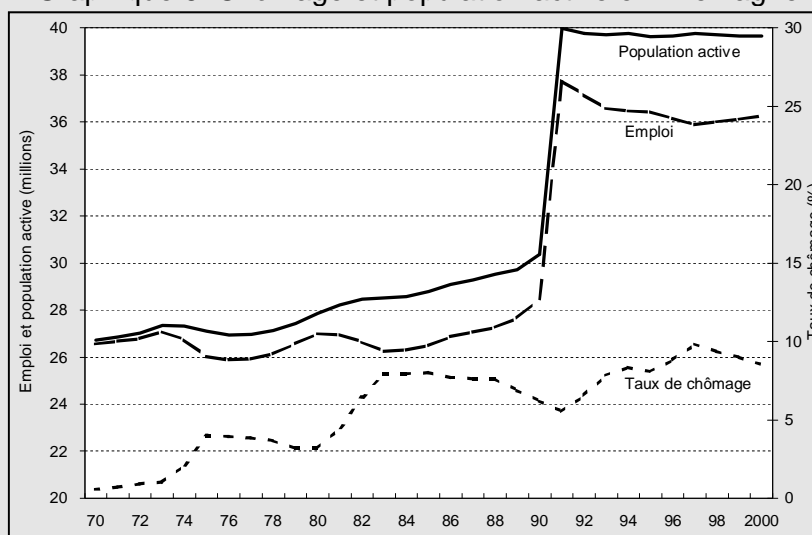


Source : OCDE 2000a

Par ailleurs, certains pays obtiennent des résultats conformes à leur taux de croissance, moyennant des évolutions très typées, qui se compensent. La Finlande fournit un bon exemple de ce cas de figure (graphique 5B). Comme le Danemark, sa population active est à peu près stable sur la décennie, mais le dynamisme de l'emploi est bridé, eu égard au taux de croissance, par une forte progression de la productivité horaire (un point de plus que l'Europe) de telle sorte que le taux de chômage baisse, mais à peu près au même rythme que ce qu'implique un taux de croissance par ailleurs vigoureux.

Enfin, le cas allemand est particulier et souvent délicat à appréhender en raison de l'unification. En 1991, celle-ci a mécaniquement accru l'emploi et la population active d'une dizaine de millions de personnes. A partir de cette date, un million et demi d'emplois ont été détruits, et le taux de chômage est passé de 5,5 % en 1991 à 8,5 % en 2000. Cette évolution s'explique également par une croissance médiocre – 1,5 % sur 1991-2000 contre 2,2 % en Europe – combinée à une progression plus rapide de la productivité horaire : 2,3 % par an contre 1,6 %.

Graphique 6. Chômage et population active en Allemagne



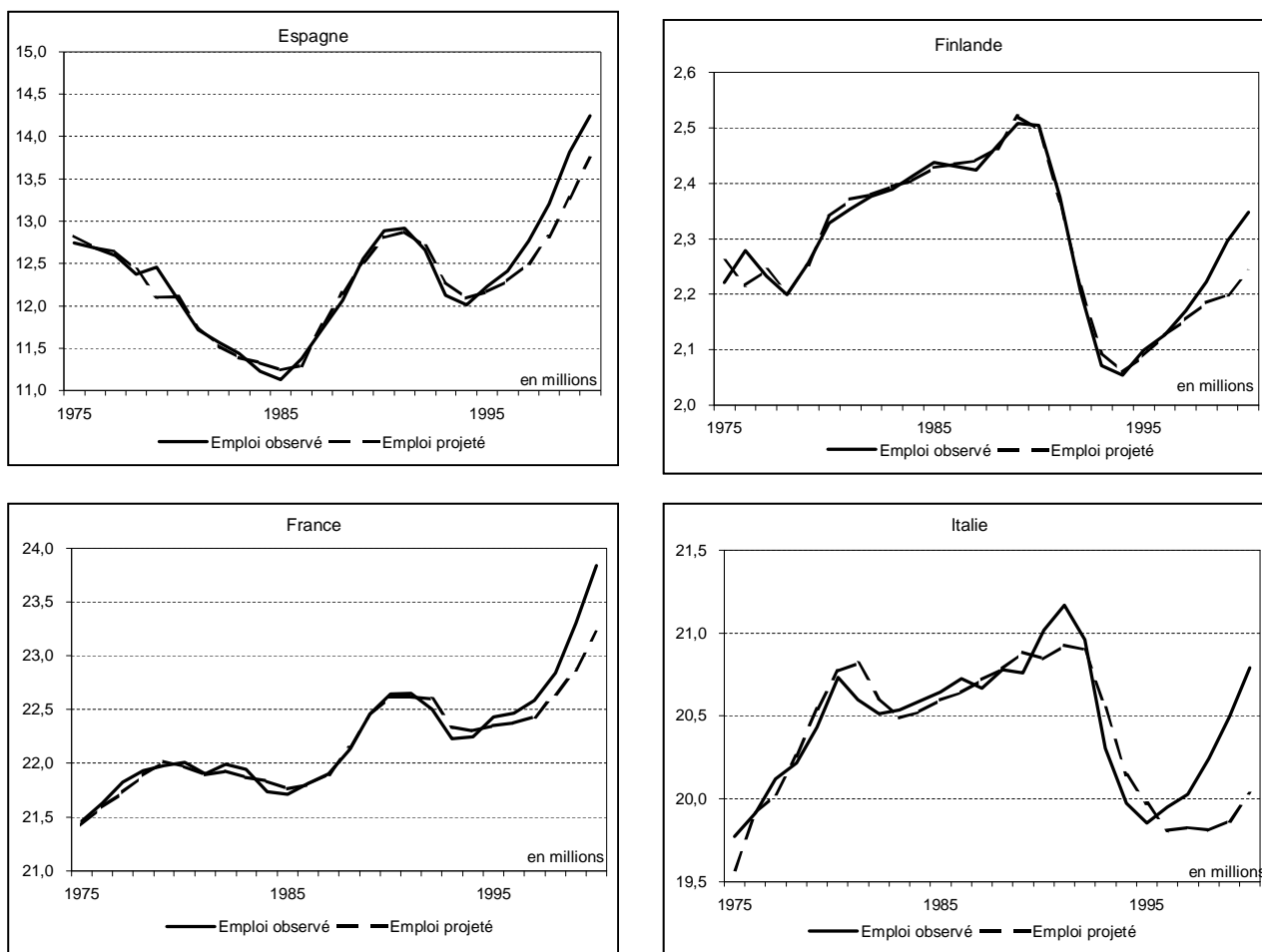
Source : OCDE 2000a

Au total, ce panorama ne permet pas de dégager de logique forte venant se combiner avec l'influence directe de la croissance sur l'emploi. Toutes les tentatives visant à introduire d'autres déterminations comme la modération salariale se sont révélés infructueux. On se trouve finalement confronté à une situation qui va à l'encontre des schémas d'interprétation dominants des performances d'emplois. Ceux-ci tendent tous à survaloriser l'effet de la modération salariale et de la flexibilité des marchés du travail, en ignorant délibérément l'influence de la croissance (Husson 2000). A moins de supposer que ce type d'effets influe directement sur le taux de croissance – on va y revenir – le tableau est pour l'instant très différent. On pourrait même avancer la thèse inverse, selon laquelle la croissance permet de faire baisser le taux de chômage indépendamment des caractéristiques institutionnelles nationales.

L'ENRICHISSEMENT DU CONTENU EN EMPLOI DE LA CROISSANCE

L'évolution récente de l'emploi en France fait apparaître un enrichissement du contenu en emplois de la croissance, sur lequel on reviendra plus en détail. Ce qui nous intéresse ici, c'est de savoir si ce phénomène est propre à la France, ou se retrouve dans d'autres pays européens. Pour répondre à cette question nous avons procédé de la manière suivante. Dans un premier temps, on a estimé une équation de demande d'emploi pour chaque pays sur la période 1970-1996 (voir annexe 2). L'emploi pouvait y être fonction du PIB, du coût salarial et du temps. Sans trop attacher d'importance à sa spécification, nous avons choisi dans chacun des cas la meilleure relation. Dans un second temps, cette équation a été utilisée pour simuler l'emploi sur la phase de reprise 1997-2000. On a baptisé RICH l'écart entre emploi simulé et emploi observé pour l'an 2000. Dans la plupart des pays, cet écart est faible ou en tout cas d'un ordre de grandeur comparable à la précision moyenne de l'équation observée. On vérifie ainsi ce qui a été dit plus haut sur la solidité du lien emploi-croissance sur données temporelles. Dans quatre pays (Espagne, Finlande, France et Italie) cet écart est suffisamment grand (plus de 2 % par rapport à l'emploi observé) pour marquer une véritable dérive par rapport au comportement moyen antérieur pris en compte par l'équation ayant servi à la simulation. Cet écart va toujours dans le même sens, celui d'une sous-estimation de l'emploi par l'équation, autrement dit d'un enrichissement de la croissance en emploi (graphiques 7).

Graphique 7. Quatre pays enrichissent leur croissance en emplois



On a ensuite cherché à expliquer cette amélioration du contenu en emploi en fonction de quatre explications possibles :

- la modération salariale : les politiques visant à faire baisser le coût relatif du travail auraient permis, à la faveur de la reprise, de créer beaucoup plus d'emplois pour un même taux de croissance ;
- la flexibilité accrue du marché du travail ;
- le rattrapage du « dégraissage » antérieur ;
- la réduction de la durée du travail.

La piste de la modération salariale ne donne rien, que l'on mesure celle-ci par le salaire réel ou le coût salarial unitaire, rapportés à chaque fois à la moyenne européenne. On reviendra plus en détail sur les implications de ce résultat négatif.

L'hypothèse de flexibilité est difficile à tester. Nous avons utilisé deux grandeurs permettant d'approcher cette notion. La première est la proportion de contrats à durée déterminée, la seconde la part des emplois à temps partiel. Le tableau 5 donne l'évolution de ces deux grandeurs pour la décennie.

Les deux indicateurs augmentent à peu près partout. Ce qui va donc jouer, c'est la vitesse de ce processus de flexibilisation. Les résultats font apparaître un effet significatif du temps partiel, mais en sens inverse de ce que l'on pouvait attendre : les pays dont le recours au temps partiel

augmente le plus vite créent plutôt moins d'emplois, toutes choses égales par ailleurs. Il faut sans doute y voir une détermination inverse : la tendance générale à la progression du temps partiel serait renforcée par de moindres créations d'emplois. Quoi qu'il en soit, il paraît donc difficile d'utiliser cette variable explicative.

Tableau 5. Indicateurs de flexibilité du marché du travail

	Contrats à durée déterminée		Travail à temps partiel	
	1990	1999	1990	1999
Allemagne	10,5	13,1	15,2	19,0
Autriche	5,0	7,5	13,3	16,8
Belgique	7,0	10,3	11,9	17,9
Danemark	10,8	10,2	23,3	20,7
Espagne	29,8	32,7	4,9	8,3
Finlande	11,8	18,2	9,5	12,2
France	10,5	14,0	11,9	17,2
Grèce	11,5	12,8	4,1	6,1
Irlande	8,5	7,7	8,1	16,7
Italie	5,2	9,8	4,9	7,9
Norvège	10,0	11,0	23,0	23,0
Pays-Bas	7,6	12,0	31,7	39,4
Portugal	17,5	18,6	6,7	11,0
Royaume-Uni	5,2	6,8	21,7	24,8
Suède	10,0	13,9	23,6	23,8
Suisse	10,0	12,0	15,0	18,0
Europe	10,3	13,2	13,8	17,7

En % des emplois totaux

Source : Commission européenne, *L'emploi en Europe*, 2000

En revanche, on obtient une bonne significativité de la part des contrats à durée déterminée (CDD) dans l'emploi total. Il faut bien souligner que nous utilisons ici ses variations et non son niveau. On évite ainsi l'erreur commise chaque fois que l'on veut expliquer la variation d'une grandeur, par exemple le taux de chômage, par le niveau d'une autre, par exemple le recours au CDD. Prenons l'exemple de l'Espagne pour laquelle la part des CDD est de loin la plus élevée en Europe. Pour qu'elle contribue à expliquer l'amélioration relative des performances de ce pays, il faudrait qu'elle ait augmenté proportionnellement plus vite que la moyenne européenne, ce qui n'est pas le cas. Le fait de raisonner en évolution permet par ailleurs de gommer en partie les difficultés liées à l'utilisation de définitions peu homogènes d'un pays à l'autre, ou tout simplement à des réalités sociales peu comparables. Ainsi définie comme le taux d'augmentation de la part des CDD, cette variable de « flexibilité » correspond à l'idée que les CDD permettent une fluidité plus grande de l'emploi et donc une amélioration du contenu en emplois de la croissance. Elle est significative.

Un troisième effet décrit l'asymétrie des deux phases de la décennie 90. Il correspond à l'idée qu'une gestion très serrée de l'emploi pendant la phase de faible croissance peut conduire à une détente symétrique lors de la phase de reprise. Cet effet « purge » est mesuré simplement par l'évolution de l'emploi entre 1990 et 1996, sur la première phase du cycle. Il est globalement significatif.

Enfin, la réduction de la durée du travail est significative et sa contribution est spécialement importante dans le cas de la France.

L'équation globale (encadré 1) a été établie sur 14 pays, en laissant de côté le Luxembourg (en raison de l'absence de certaines données), et l'Allemagne, en raison des effets de l'unification qui perturbent tous les indicateurs. On s'est assuré que sa prise en compte ne supprimait la significativité d'ensemble de l'équation.

Encadré 1					
Une équation transversale					
$\text{RICH} = - 0,683 \text{ PURGE} - 2,433 \text{ RTT} + 0,313 \text{ FLEXI} - 0,643$					$R^2=0,73$
	(4,6)	(2,5)	(1,7)	(1,2)	
RICH	Enrichissement de la croissance en emplois (écart entre emploi observé et estimé en 2000)				
PURGE	Croissance de l'emploi entre 1990 et 1996				
RTT	Croissance de la durée du travail entre 1990 et 2000				
FLEXI	Croissance du taux de CDD dans l'emploi entre 1990 et 1999				

Cette équation conduit à la décomposition suivante (tableau 6), qui vaut surtout pour les quatre pays repérés ci-dessus, à savoir l'Espagne, la Finlande, la France et l'Italie. L'explication proposée ici est manifestement incomplète dans le cas de l'Italie et de l'Espagne où une bonne partie des « emplois en trop » (respectivement 60 % et 35 %) ne sont pas expliqués.

Tableau 6. Une imputation de l'enrichissement de la croissance en emplois

	Emplois « en trop »	Effet « purge »	Effet flexibilité	Effet RTT	Ecart inexpliqué
Autriche	8	-15	6	4	13
Belgique	-35	7	15	31	-89
Danemark	16	17	-23	8	13
Espagne	521	184	38	-6	304
Finlande	111	98	32	-1	-18
France	637	91	108	414	23
Grèce	13	7	-9	-3	18
Irlande	-66	-69	-15	19	-1
Italie	791	266	166	78	282
Norvège	-43	-16	-7	14	-34
Pays-Bas	61	-107	51	82	34
Portugal	70	27	-14	64	-7
Royaume-Uni	374	280	-39	79	55
Suède	81	131	24	-55	-19

Milliers d'emplois

L'effet « purge », autrement dit de rattrapage des suppressions d'emplois effectuées entre 1990 et 1996 intervient significativement dans le cas de l'Espagne, de l'Italie et de la Finlande.

L'effet « flexibilité » joue nettement en France et en Italie. Dans le cas français, cette variable prend en compte l'effet de mesures comme les emplois-jeunes.

L'effet « réduction du temps de travail » joue de manière très nette dans le cas français et expliquerait les deux tiers de l'enrichissement en emplois de la croissance.

En dépit de l'imprécision habituelle à ce genre d'exercices, on obtient ici quelques indications précieuses sur les pistes à creuser : un dynamisme de l'emploi en Espagne et en Italie qui résiste à l'analyse, la forte significativité de la réduction du temps de travail dans le cas français. Ce dernier point sera exploré plus avant. Dans l'immédiat, il faut constater que l'on a certes mieux sérié le problème mais qu'on la déplacé : si les performances d'emplois correspondent d'assez près à la croissance relative, comment alors rendre compte de ces différentiels de croissance ? Et ne sont-ils pas la voie d'entrée des effets supposés de la modération salariale que l'on n'a pas encore pu identifier ?

L'EMPLOI ET LA COMPETITIVITE

Les résultats que nous venons de présenter confortent ceux qui ont pu être établis précédemment (Husson 2000) : les performances d'emploi reflètent les performances de croissance. En outre, on n'arrive pas à établir de lien direct entre ces performances et divers indicateurs mesurant la modération salariale et la flexibilité du marché du travail, comme l'ont montré les deux rapports Fitoussi-Passet et Freyssinet au Conseil d'Analyse Economique.

On peut cependant objecter que ce résultat ne fait que déplacer le problème et ne suffit pas à invalider complètement un effet de la flexibilité ou de la modération salariale qui jouerait indirectement sur les déterminants de la croissance. On a pu observer par ailleurs que la dispersion des taux de croissance avait augmenté en Europe par rapport aux années 80, ce qui rend cette question d'autant plus centrale.

Pour éclairer cette discussion, on partira de la proposition du corpus néolibéral selon laquelle la compétitivité est la clé du dynamisme de l'activité et donc de l'emploi. Si l'on examine de ce point de vue la reprise récente, on peut faire apparaître deux résultats importants. Le premier, encore une fois, est négatif : il n'est pas possible de mettre en lumière la moindre influence d'une variable reflétant directement les effets vertueux de la modération salariale ou de la flexibilité sur le taux de croissance. Qu'il s'agisse de part salariale ou du coût salarial relatif, on ne peut établir une règle selon laquelle les pays les plus « compétitifs » auraient obtenu une croissance supérieure. Ces indicateurs peuvent servir à expliquer les contributions relatives de la demande intérieure et du commerce extérieur à la croissance, mais pas cette croissance elle-même.

Exportations et croissance

En revanche, il est facile d'établir un résultat assez solide montrant que la croissance relative des pays européens est étroitement liée à la progression de leurs exportations : les pays qui ont eu la meilleure croissance sont aussi ceux qui ont le plus développé leurs exportations. Ce lien était absent au cours de la décennie 80 ($R^2=0,16$) et s'est progressivement instauré, devenant très marqué durant la phase de reprise récente ($R^2=0,70$).

La compétitivité a-t-elle été un instrument essentiel de redistribution des parts de marché entre les pays européens ? On peut répondre de façon minutieuse à cette question grâce aux statistiques établies par la Commission Européenne. La compétitivité-prix est obtenue en comparant les prix à l'exportation convertis en une même monnaie. Même si les clients ne se soucient évidemment pas de la manière dont se forment les prix, on peut cependant distinguer trois manières différentes d'agir sur ces derniers.

La première consiste à baisser le coût unitaire par rapport à celui des concurrents, autrement dit à améliorer la compétitivité-coût. En pratique, on ne retient que le seul coût salarial et on peut donc retrouver ici l'un des arguments majeurs de la modération salariale : le coût salarial unitaire

déflaté par les prix évolue à peu près comme la part des salaires dans la valeur ajoutée. Si on réussit à ce que celle-ci baisse par rapport à celle des concurrents, on dispose d'une compétitivité améliorée qui permet de gagner des parts de marché et de créer des emplois.

Encadré 2
Indicateurs de compétitivité

Le prix des exportations exprimé en monnaie mondiale peut être décomposé comme suit :

$$PX.TC = (CSU/PC) \cdot (PX/CSU) \cdot (PC.TC)$$

PX Prix à l'exportation
TC Taux de change
CSU Coût salarial unitaire
PC Prix à la consommation

On écrit la même relation pour la moyenne des concurrents, pondérée en fonction de leur présence sur le marché global des exportations :

$$PX^e = (CSU^e/PC^e) \cdot (PX^e/CSU^e) \cdot (PC^e)$$

On obtient alors la compétitivité calculée à partir du prix relatif des exportations :

$$\frac{PX.TC}{PX^e} = \frac{CSU/PC}{CSU^e/PC^e} \times \frac{PX/CSU}{PX^e/CSU^e} \times \frac{PC.TC}{PC^e}$$

$$\text{Compétitivité-prix} = \text{Compétitivité-coût} \times \text{Marge à l'export} \times \text{Taux de change réel}$$

Tableau 7. Les composantes de la compétitivité-prix

	1990-2000				1996-2000			
	PX	CSU	TMX	PC	PX	CSU	TMX	PC
Allemagne	102,7	96,9	105,8	100,2	94,6	95,1	108,6	91,5
Autriche	100,6	104,5	97,2	99,0	97,1	101,6	101,3	94,4
Belgique	103,7	107,2	101,7	95,1	99,6	99,4	108,2	92,7
Danemark	108,2	103,9	103,8	100,3	100,5	103,8	98,9	97,9
Espagne	92,2	101,4	103,5	87,8	99,4	100,9	101,5	97,0
Finlande	81,1	90,7	114,3	78,2	87,4	99,4	92,2	95,3
France	94,4	101,5	97,0	95,9	97,7	100,0	105,4	92,7
Grèce	105,2	100,2	95,3	110,2	99,8	106,8	97,1	96,2
Irlande	99,3	95,1	109,1	95,8	103,1	95,8	107,3	100,3
Italie	95,1	90,5	118,6	88,6	100,8	96,5	103,5	100,9
Pays-Bas	95,3	105,2	91,2	99,3	97,2	102,8	98,3	96,2
Portugal	99,1	113,2	77,5	113,0	97,9	104,7	96,3	97,0
Royaume-Uni	115,5	105,1	85,3	128,9	118,6	108,3	78,5	139,6
Suède	90,3	96,4	103,1	90,9	96,2	100,9	99,3	96,0

Source : Commission européenne

PX prix des exportations CSU coût salarial unitaire réel
TMX marge à l'exportation PC taux de change réel

Pour passer du coût salarial au prix, il faut ensuite considérer deux intermédiaires. Entre le coût et le prix à l'exportation, s'intercale un comportement de marge spécifique à l'exportation. Une baisse de coût relatif n'est pas automatiquement transférée au prix : elle peut être utilisée pour rétablir une meilleure marge à l'exportation. En sens inverse, un pincement de la marge peut être un moyen d'obtenir de la compétitivité-prix.

Enfin, intervient le taux de change, qui peut s'apprécier ou se déprécier en termes réels et défavoriser ou favoriser les exportations. Pour évaluer ces mouvements du taux de change réel, on raisonne par rapport à un taux de change de référence obtenu en suivant l'évolution relative des prix intérieurs du pays considéré et de ses concurrents. On obtient alors une décomposition détaillée dans l'encadré 2, qui conduit aux résultats rassemblés dans le tableau 7.

Tous les indicateurs du tableau 7 sont relatifs à la moyenne de l'Union européenne et servent à décrire les évolutions intra-européennes. Le premier constat est celui de mouvements relativement limités des prix relatifs, qui se situent dans une plage de 10 % autour de la moyenne, à deux exceptions près. La première est la Finlande qui réalise un gain de compétitivité de 20 % sur la décennie qui correspond pour l'essentiel à une dépréciation monétaire réelle que l'on retrouve du côté des exportations finlandaises, en vive progression. L'amélioration de la compétitivité-coût nourrit également une augmentation de la marge à l'exportation. Le Royaume-Uni enregistre au contraire une perte d'un point de part de marché liée à l'appréciation de la livre dans la seconde moitié des années 90. Sur le plan interne, la progression plus rapide du coût salarial est compensée par un recul de la marge à l'exportation.

Les ingrédients de la compétitivité-prix

Si le dynamisme des exportations exerce un impact déterminant sur celui de la croissance, et donc sur l'emploi, il faut ensuite examiner de façon plus détaillée les performances de chaque pays et leurs modalités d'obtention. Dans la mesure où l'on s'interroge principalement sur les évolutions intra-européennes, on a construit un indicateur de part de marché à l'exportation calculé en rapportant les exportations de chaque pays au total des exportations européennes. On peut alors distinguer trois groupes de pays selon que cette part de marché progresse, se maintient ou recule (tableau 8).

Le premier groupe est celui des « outsiders » qui voient leur part de marché augmenter. On y trouve l'Espagne, la Finlande et l'Irlande, mais aussi la France qui gagne 0,7 point de part de marché à l'exportation. Le groupe des « perdants » est composé de l'Allemagne, qui perd presque cinq points de marché, à laquelle il faut ajouter trois petits pays voisins, la Belgique, le Danemark et les Pays-Bas. Ces deux derniers pays ayant été présentés comme des réussites en matière d'emploi, il faudra éclaircir ce positionnement. Enfin, le « peloton » regroupe le reste des pays qui maintiennent à peu près leur part de marché. Ces trois groupes de pays sont de taille à peu près comparable du point de vue du PIB : les outsiders représentent 27 % du PIB européen, le peloton 41 % et les perdants 32 %.

L'évolution relative des performances à l'exportation de ces trois groupes de pays correspond en gros à leur compétitivité-prix (graphiques 8) mais il faut distinguer les deux parties de la décennie. Dans la première, le lien est très net : les outsiders et le peloton améliorent leur parts de marché et leur compétitivité-prix, tandis que les perdants suivent un parcours inverse. Mais le lien est distendu dans la seconde moitié des années 90. Les outsiders continuent à gagner des parts de marché alors que leur compétitivité-prix est à peu près stabilisée. Le peloton se met à perdre de la compétitivité et des parts de marché, et voit disparaître les gains enregistrés dans la première partie de la décennie. Enfin, les perdants rétablissent leur compétitivité-prix sans effet

sur leur part de marché. Tout se passe donc comme si les positions acquises ou perdues sur la base des mouvements de compétitivité-prix au début des années 90 devenaient moins sensibles aux effets-prix, à l'exception du peloton.

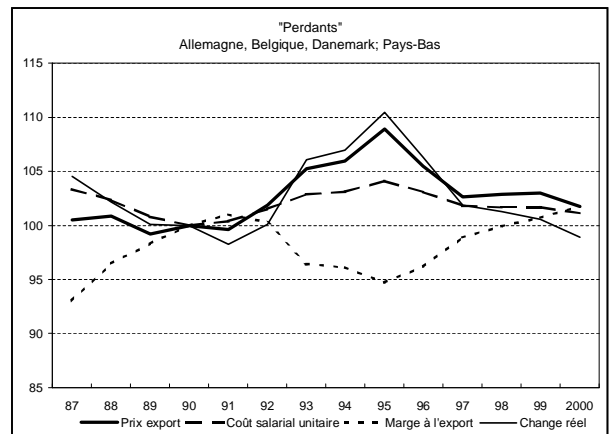
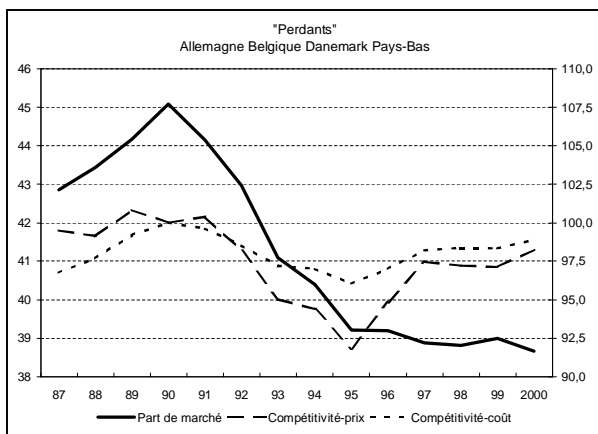
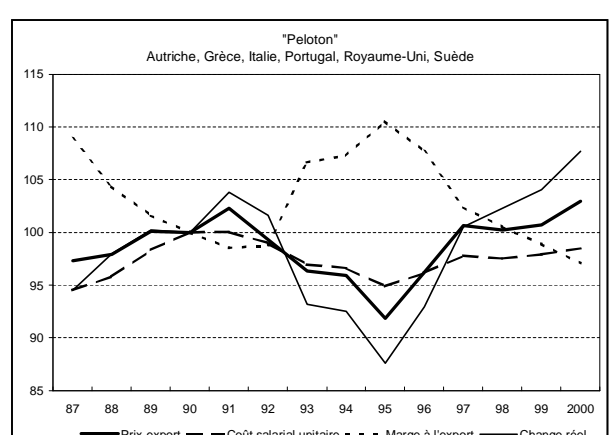
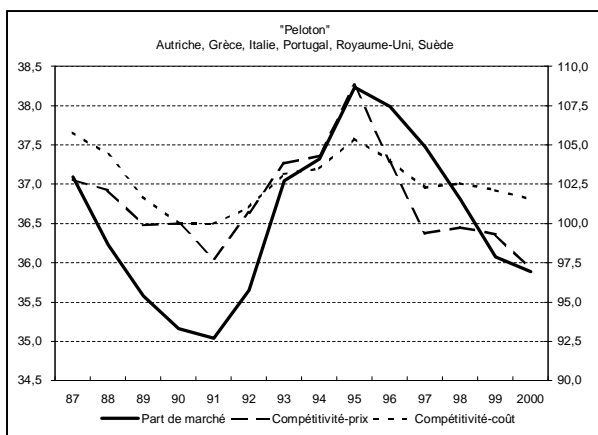
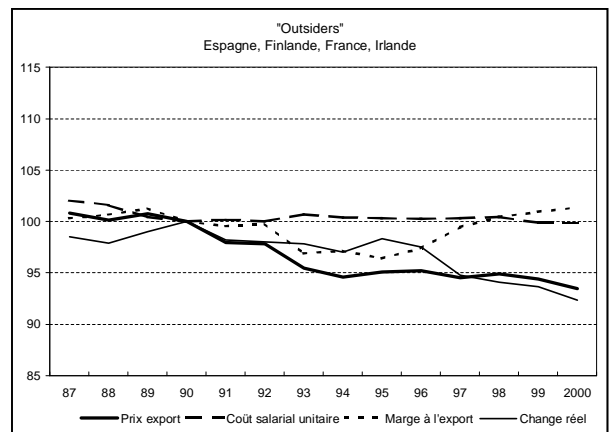
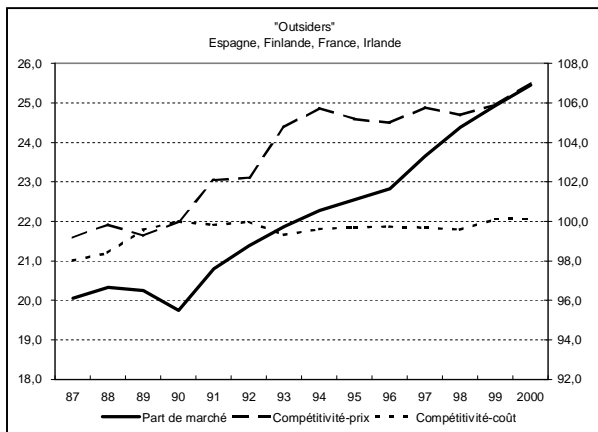
Tableau 8. Performances à l'exportation

	Part de marché 1990	Part de marché 2000	Variation
« OUTSIDERS »	19,8	25,4	5,7
Espagne	4,8	7,5	2,7
Finlande	1,4	1,8	0,4
France	12,0	12,7	0,7
Irlande	1,6	3,4	1,8
« PELOTON »	39,0	39,7	0,7
Autriche	3,2	3,1	0,0
Grèce	1,1	1,1	-0,1
Italie	14,9	15,3	0,4
Luxembourg	0,7	0,7	0,0
Portugal	2,4	2,5	0,1
Royaume-Uni	13,7	13,6	-0,1
Suède	3,0	3,4	0,4
« PERDANTS »	41,3	34,8	-6,4
Allemagne	24,9	20,3	-4,7
Belgique	7,3	6,6	-0,7
Danemark	2,1	1,8	-0,4
Pays-Bas	6,9	6,2	-0,7

La même série de graphiques (colonne de gauche) montre que la compétitivité-coût (calculée à partir du coût salarial) apparaît beaucoup moins déterminante. Le cas des outsiders est particulièrement frappant : la compétitivité-prix s'améliore mais le coût salarial relatif est parfaitement plat et n'apporte aucune contribution à ce gain de compétitivité. C'est également le cas, même si c'est un peu moins net, pour les perdants. Ce constat est important puisqu'il revient à dire que ce n'est pas en fonction de leur degré de modération salariale que certains pays ont gagné des parts de marché et d'autres en ont perdu.

Si la compétitivité importe mais qu'elle ne passe pas par le coût salarial, il importe de voir quels sont les canaux empruntés. C'est la fonction d'un second jeu de graphiques (colonne de droite). Le résultat majeur qui y figure est la proximité de l'indicateur de compétitivité-prix et du taux de change réel. Ce dernier rapporte la taux de change nominal et le taux de change qui ne ferait que maintenir la parité de pouvoir d'achat en évoluant comme les taux d'inflation relatif. Cette proximité est particulièrement nette dans le cas des deux pays, Allemagne et Espagne, dont la part de marché a enregistré la plus forte variation (tableau 9)

Graphique 8
Parts de marché et indicateurs de compétitivité



Source : Commission européenne

Entre 1990 et 1995, l'Allemagne perd 5,2 points en part des exportations européennes. Sur la même période, sa compétitivité-prix s'est dégradée de 13,7 % qui correspond à peu près exactement par l'appréciation réelle du mark (14,8 %). Sur la seconde moitié des années 90, l'Allemagne rétablit sa compétitivité-prix, sans réussir à regagner des parts de marché. L'histoire de l'Espagne est symétrique : de 1990 à 1995, le prix relatif des exportations baisse de 10,6 % grâce, pour l'essentiel, à une baisse de 8,3 % du change réel. La particularité de l'Espagne est que sa part de marché continue à progresser en dépit d'une stabilisation de la compétitivité.

Tableau 9. Les deux plus fortes variations de parts de marché

	Allemagne			Espagne		
	1900	1995	2000	1990	1995	2000
Compétitivité-prix	100,0	113,7	102,7	100,0	89,4	87,8
Taux de change réel	100,0	114,8	100,2	100,0	91,7	92,2
Part à l'export	24,9	19,7	20,3	4,8	6,2	7,5

Source : OCDE 2000a

Il faut enfin signaler l'évolution du taux de marge à l'exportation. Les graphiques présentés font apparaître un autre résultat important. Quand elles existent, les évolutions relatives des coûts salariaux unitaires suscitent des mouvements en sens inverse de la marge à l'exportation. Cela revient à dire que la modération salariale relative n'est pas en général répercutée dans les prix, mais qu'elle est consacrée à une amélioration des marges.

Au-delà de ces remarques, cette rapide étude fait apparaître deux résultats solides, et importants. Le premier est que la croissance relative des différents pays – dont on a vu qu'elle jouait un rôle important pour l'emploi – est en grande partie liée au dynamisme des exportations. Celui-ci découle pour l'essentiel des mouvements de taux de change réels qui sont intervenus dans la première moitié des années 90 : la modération salariale n'intervient pas dans cette détermination.

LA DIVINE SURPRISE DE L'EMPLOI EN FRANCE

A partir du milieu du milieu de 1997, la croissance et l'emploi redémarrent en France de manière très vigoureuse. Les 500 000 emplois créés en 2000 représentent un record absolu. Le nombre de chômeurs officiellement recensés passe de 3 à 2 millions. Cette amélioration, dont l'ampleur est en partie inattendue, représente un extraordinaire objet d'expérience en grandeur nature. Elle fait passer, en quelques années, de la résignation au chômage de masse à l'idée que le retour au plein-emploi est un objectif légitime de la politique économique. Comprendre les raisons de ces meilleures performances revêt donc une importance considérable du point de vue des orientations de politique économique. Deux grandes interprétations sont en concurrence. La première consiste à dire que ce dynamisme de l'emploi est le fruit (tardif) des politiques néolibérales menées depuis plusieurs années. La seconde insiste au contraire sur les ressorts de la croissance et sur le rôle de la réduction du temps de travail.

Des emplois plus flexibles ?

Quelle est la nature des emplois créés ? Le tableau 10 conduit de ce point de vue à opposer clairement les deux sous-périodes du cycle. Entre 1990 et 1997, les créations nettes d'emploi sont à peu près inexistantes. Entre 1997 et 2000, les effectifs employés augmentent vivement, au rythme de 1,6 % par an. La phase de stagnation de l'emploi s'est cependant accompagnée de profondes restructurations : recul des emplois non-salariés (travailleurs indépendants en particulier), progression rapide des emplois non standard, stagnation des emplois publics, montée du temps partiel et de l'emploi féminin, augmentation du chômage. La stagnation de l'emploi est donc mise à profit pour restructurer l'emploi dans le sens d'une flexibilité accrue.

Tableau 10. Evolution des structures de l'emploi. France 1990-2000

	1990	variation	1997	variation	2000
<i>Emploi total</i>	22322	110	22432	1096	23528
<u>Selon les statuts</u>					
Non-salariés	3460	-596	2864	-199	2665
CDI secteur privé	12468	164	12632	867	13499
Non-CDI secteur privé	1324	507	1831	440	2271
dont : intérim	232	98	330	220	550
apprentis	223	11	234	51	285
CDD	593	256	849	125	974
stagiaires et emplois aidés	276	142	418	44	462
Secteur public (+ contingent)	5070	35	5105	-12	5093
<u>Selon la durée</u>					
Temps partiel	2650	1077	3727	236	3963
Temps plein	19672	-967	18705	860	19565
<u>Selon le sexe</u>					
Hommes	12912	-359	12553	470	13023
Femmes	9410	469	9879	626	10505
<i>Chômage BIT</i>	2254	898	3152	-526	2626

Source : INSEE, enquêtes emploi

La période de reprise ne se traduit pas par un approfondissement de ces tendances mais au contraire par leur inflexion. Dans le secteur privé, les emplois non standard ne représentent qu'un tiers des créations nettes d'emplois contre les trois quart au cours de la période précédente. Le recours au temps partiel tend à se stabiliser et la création d'emplois occupés par des hommes reprend, tandis que le nombre de chômeurs recule sensiblement. On a pu assister à un boom de l'intérim, dont les effectifs augmentent des deux tiers en trois ans, mais la progression des CDD s'est ralentie. Les données plus récentes montrent que ces tendances se sont poursuivies depuis mars 2000, date de la dernière enquête emploi disponible.

On est loin d'un retour à l'emploi standard, mais le panorama qui se dégage est éloigné de la philosophie néo-libérale, par exemple celle de l'OCDE. Sa lecture consisterait à dire que l'on a créé beaucoup d'emplois à condition de suivre ses recommandations. La réalité montre que les choses fonctionnent en sens inverse : la reprise de l'emploi permet au contraire d'infléchir les tendances antérieures, qui étaient supposées les plus favorables aux créations d'emplois.

Un enrichissement sans cause ?

Reste la question centrale que nous avons déjà abordée en comparaison internationale : comment expliquer l'enrichissement récent de la croissance en emploi ? C'est sans doute le récent rapport Pisani-Ferry sur le plein emploi qui constitue la meilleure introduction à cette discussion (Pisani-Ferry 2000). Il part d'une comparaison entre la reprise récente (1997-1999) et la précédente (1987-1989). Entre ces deux périodes, la différence de créations d'emplois est considérable : à la différence observée de 332 000 emplois, il faut ajouter « plus de 300 000 » créations d'emplois qui correspondent au différentiel de croissance. La reprise de la fin des années 90 correspond en effet à une croissance moyenne du PIB de 3,1 % par an, contre 3,9 % à la fin des années 80. Au total, il faut donc expliquer cet « enrichissement de la croissance en emploi » qui a permis à cette reprise de créer, toutes choses égales par ailleurs, 632 000 emplois de plus que la précédente. Le tableau 11 synthétise l'imputation proposée par le rapport Pisani-Ferry.

Tableau 11. Différence de créations d'emplois entre 97-99 et 87-89

Créations d'emplois à expliquer	632 000
Emplois jeunes	170 000
Allègements de cotisations	106 000
RTT	67 000
Divers	35 000
non expliqués	254 000

Source : données du rapport Pisani-Ferry (2000)

La première observation est que le compte n'y est pas. Le rapport est bien obligé de l'admettre : « les facteurs identifiés ne suffisent donc pas à expliquer l'ampleur des créations d'emplois marchands de la fin des années quatre-vingt-dix ». Sur 632 000 créations d'emplois supplémentaires, 254 000 ne sont pas « expliqués ». La méthode suivie n'est pas concluante, puisqu'elle échoue à expliquer une bonne partie des créations d'emplois. Qu'à cela ne tienne ! Il suffit au rapport d'affirmer que l'impact de la mesure qui a sa préférence est sous-estimé. C'est la seule hypothèse qui est sérieusement envisagée et finalement retenue : « les effets des allègements de cotisations sociales sur les bas salaires pourraient être sous-évalués dans les chiffreages usuels ». Méthode étonnante : on ne réussit pas vraiment à rendre compte de ce qui se passe, mais c'est bien la preuve que le schéma favori d'interprétation fonctionne encore mieux qu'on pouvait l'imaginer. Toute réflexion faite, le débat est à donc peu près clos : « le coût du travail au niveau du SMIC a une influence forte et rapide sur la demande de travail, et donc l'emploi des salariés concernés ». Le consensus existerait chez les économistes pour évaluer l'impact des allègements de cotisations sur les bas salaires à « 250 000 emplois créés à terme ». CQFD.

L'économétrie difficile

La seconde observation porte évidemment sur la méthode utilisée pour évaluer l'effet des allègements de cotisations, finalement assez modestes (106 000 créations d'emplois sur 632 000). Elle revient à postuler ce que l'on veut établir, comme le montre l'examen détaillé de la plus récente de ces études (Lerais 2001). Celle-ci utilise une équation assez classique de demande d'emploi, où le nombre d'heures de travail s'ajuste avec retard au niveau de la production, selon une tendance de la productivité horaire du travail. La principale difficulté provient de l'introduction de l'effet du coût du travail sur l'emploi. L'auteur de l'étude confirme un résultat classique sur données françaises : « l'effet du coût moyen du travail, notamment sur la substitution capital-travail, n'apparaît généralement pas significatif dans les estimations économétriques »

Ces difficultés ne sont pas nouvelles et permettent de retrouver les principaux résultats de l'économétrie de la productivité sur données françaises. On en propose ici un résumé, à partir de quatre estimations retenues pour leur valeur heuristique (encadré 3).

L'équation (I) est une équation classique de demande de travail, où l'emploi s'ajuste avec retard à l'évolution du PIB, moyennant une influence du salaire réel. L'effet du coût du travail est significatif, mais son influence est faible : une baisse d'un point du salaire réel conduit à un surcroît d'emploi de 0,12 point. C'est donc beaucoup moins que l'élasticité de 0,6 généralement retenue.

Encadré 3
Substitution capital-travail : un peu d'économétrie

Equation I

$$n = 0,24 q + 0,67 n_{-1} - 0,12 s - 0,39$$

(5,2) (9,1) (2,8) (3,0)

$R^2=0,80$ EQM=0,51

Equation I bis

$$n = 0,28 q + 0,58 n_{-1} + 3,70 t - 3,84$$

(6,6) (8,3) (4,7) (5,3)

$R^2=0,84$ EQM=0,46

Equation II

$$n = 0,16 q + 0,37 n_{-1} - 0,52 k/n + 1,00$$

(7,1) (8,0) (12,7) (7,5)

$R^2=0,94$ EQM=0,28

Equation III

$$kn = 0,83 kn_{-1} + 0,47 (kn_{-1} - kn_{-2}) - 0,15 (q - q_{-1}) + 0,39$$

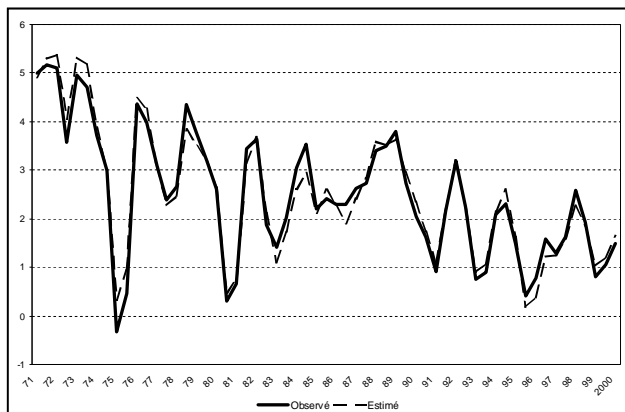
(15,2) (4,4) (3,3) (2,5)

$R^2=0,84$ EQM=0,43

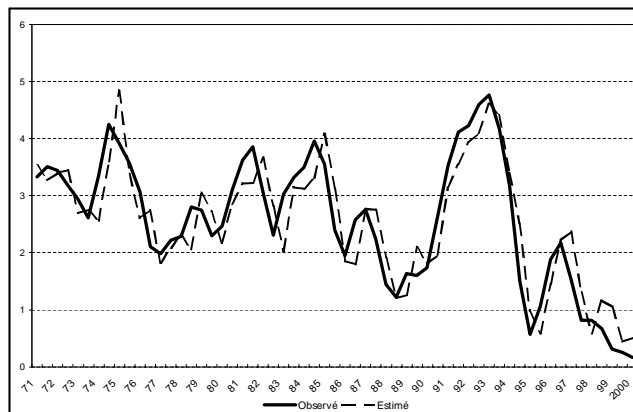
Taux de croissance, secteur des entreprises

- q PIB
- n emploi
- kn capital par tête
- s salaire réel
- t temps

Graphique 9A
Productivité du travail



Graphique 9B
Capital par tête



L'équation I bis permet d'affirmer que cette évaluation est un maximum. En réalité, la significativité du salaire réel provient du fait que l'hypothèse de progression constante de la productivité, faite dans l'équation, coïncide mal avec son ralentissement progressif observé dans la réalité. Cette hypothèse de croissance de la productivité à taux constant, difficilement compatible avec son ralentissement observé, crée donc un biais favorable à la significativité du salaire réel, puisque celui-ci a connu une évolution semblable. On court alors le risque d'une détermination inverse (Husson 1995). Mais si on introduit le temps, alors le salaire réel n'est plus significatif, et la qualité de l'estimation est même légèrement améliorée. L'équation II montre qu'elle peut l'être encore, si l'on introduit la croissance du capital par tête qui mesure la substitution capital-travail : le coefficient de corrélation est alors élevé ($R^2=0,94$) et l'écart

quadratique moyen est faible (EQM=0,28). Le graphique 9A montre que l'estimation, transposée en productivité du travail, est très satisfaisante. Au total, on observe que l'influence du salaire est soit faible, soit superflue.

Comme moyen de contrôle supplémentaire, l'équation III propose une modélisation (à vrai dire peu satisfaisante) de la substitution capital-travail qui, fondamentalement, fait apparaître un ralentissement tendanciel modulé par la conjoncture (graphique 9B). L'important est que, même dans cette spécification fruste, il n'y a pas place pour le salaire réel. Or, d'un point de vue théorique, l'effet du coût du travail sur l'emploi est supposé transiter par la substitution capital-travail.

Evaluation ex ante, ou des résultats donnés à l'avance

Le seul consensus possible est qu'il n'existe donc aucune équation qui « intègre directement » l'effet du coût du travail, comme le reconnaît Lerais (2001). C'est ce « directement » qu'il faut souligner. Comment alors prendre en compte un effet dont on reconnaît qu'il n'est pas significatif ? Le seul moyen est d'introduire de force un terme censé traduire l'effet sur l'emploi des mesures de politique économique et notamment des baisses de charges, calculé « à l'aide d'une élasticité du coût du travail à l'emploi de 0,6 ». Cette nouvelle et assez curieuse méthode est baptisée « évaluation ex ante ». Elle revient à opérer un changement de variable (encadré 4) et conduit de ce fait à des résultats tautologiques.

Encadré 4

La méthodologie des évaluations « ex ante »

L'équation retenue s'écrit de la manière suivante :

$$\log L^* - 0,6 \text{ emp} = \log Y - \log (\alpha + \beta T)$$

L* est le nombre d'heures travaillées hors cycle de productivité

Y est le PIB

emp est l'Impact des politiques d'emploi sur le salaire moyen

Les créations d'emplois imputées aux baisses de charges peuvent très bien être calculées, hors économétrie, en appliquant la fatidique élasticité de 0,6 aux baisses du coût du travail. Nul besoin d'une savante équation « économétrique – qui du coup ressemble beaucoup à un leurre – pour faire cette règle de trois. Le paradoxe est que c'est cette équation qui devrait servir à repérer la fameuse élasticité de l'emploi au salaire.

On peut alors se demander d'où vient ce consensus autour d'une élasticité de 0,6 que l'on est par ailleurs incapable d'identifier dans les règles de l'art économétrique ? Pisani-Ferry cite « un certain nombre de travaux » s'appuyant « sur des expériences naturelles [sic] plutôt que sur des inférences statistiques ». En fait, deux documents sont invoqués (Abowd, Kramarz, Lemieux, Margolis 1997 et Kramarz, Philippon 2000). Ces travaux cherchent à établir l'impact très négatif du SMIC (minimum wage) mais dans un cadre théorique très contraignant de correspondance parfaite entre la productivité individuelle et le salaire minimum. Toute progression de ce dernier précipiterait alors une frange de salariés dans l'abîme de la fameuse « inemployabilité ». En sens inverse, on peut citer par exemple une étude récente de l'INSEE (Audric, Givord, Prost 1999) qui aboutit à une conclusion embarrassée : « sur séries macroéconomiques, le lien entre l'emploi et le coût du travail non qualifié apparaît plus complexe qu'il n'aurait semblé au premier abord ».

Mais pas trace du fameux 0,6. Les références sont en fait plus anciennes. Nous avons montré par ailleurs (Husson 1999), à l'issue d'une critique serrée d'études antérieures, qu'elles comportaient toutes des artefacts permettant de contourner la difficulté sans la résoudre. L'une d'entre elles, qui a beaucoup contribué à la convergence vers une élasticité de 0,6 (Dormont 1994) repose par exemple sur un panel de données micro-économiques et prend pour un effet salaire ce qui est un effet de prix relatif. D'autres justifications ad hoc expliquent que les baisses de salaires viennent modifier le dosage de l'emploi entre travail qualifié et non qualifié. Mais de deux choses l'une : ou bien cet effet de structure se fait à effectifs totaux constants et ne crée donc pas d'emplois, ou bien il en crée mais on devrait pouvoir exhiber une liaison entre baisse des charges et créations d'emploi, même si elle passe par un effet de structure qualifié/non qualifié. S'il fallait introduire des coefficients calibrés a priori dans toutes les équations d'un modèle où interviennent des effets de structure, alors on pourrait aussi bien le construire entièrement à la main. Le commerce extérieur, par exemple, est traversé d'effets de structure, sectoriels et géographiques, mais cela n'empêche pas les effets-prix de sortir avec une grande régularité. Cette procédure est décidément contraire à la méthodologie de la modélisation macroéconométrique : elle revient à « gonfler » les modèles en fonction de préjugés « ex ante ».

Cette méthode est d'autant plus contestable que l'élasticité « gonfle » de quatre ou cinq fois le coefficient estimé directement (dans notre équation I de l'encadré 3, le coefficient est de 0,12). Elle vient pourtant d'être officialisée par le rapport Pisani-Ferry. Son auteur reconnaît qu'« aucune étude n'a encore tenté une évaluation *ex post* » et que toutes celles dont on dispose ne sont que des « travaux *ex ante* ». Cela veut dire qu'aucune de ces études, à l'instar de celle qui vient d'être examinée, ne sont fondées sur l'observation statistique d'un lien entre coût du travail et emploi, à partir de données empiriques : ce sont des maquettes dont les paramètres ne sont pas mesurés mais postulés par les auteurs.

Pour justifier l'absence d'évaluations *ex post*, Pisani-Ferry invoque le caractère trop récent des mesures. Si cela est vrai en ce qui concerne la réduction du temps de travail, il en va tout autrement des allègements de cotisations sur les bas salaires qui existent quand même depuis 1993. Il est d'ailleurs difficile d'imaginer que ces mesures qui coûtaient 40 milliards F en 1998, et qui vont s'élever jusqu'à 105 milliards en 2005, n'aient encore jamais fait l'objet d'aucune évaluation. Cette absence jette en tout cas un doute sur l'efficacité de ces dépenses publiques puisque celle-ci n'est pas établie empiriquement et est au fond décidée « ex ante », ou plutôt « ex post » par délibération consensuelle au sein de la profession des économistes.

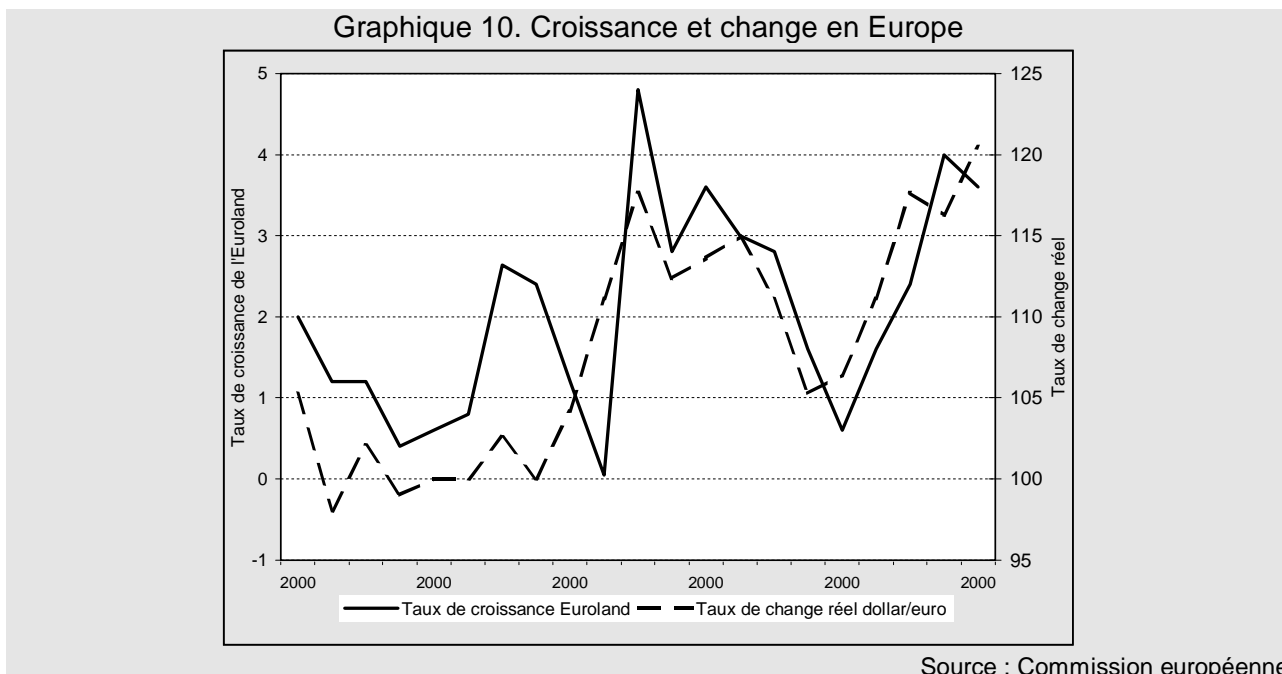
UNE LECTURE NON NEO-LIBERALE, OU LE SUCCES PARADOXAL DES 35 HEURES

La reprise de la croissance et des créations d'emploi depuis quatre ans, en France et en Europe, apparaît donc comme un mystère pour les économistes qui font les comptes et trouvent que l'on crée plus d'emplois que prévu. En tout cas, elle ne saurait être interprétée comme la réussite (tardive) des orientations néo-libérales.

Une reprise hétérodoxe

La reprise récente est à bien des égards une reprise cyclique, marquée par exemple par la reprise de l'investissement. Mais elle comporte aussi des aspects spécifiques et en partie exogènes : la reprise a été dopée par la surévaluation du dollar, et le ralentissement de l'inflation a fonctionné comme une petite relance salariale.

On se bornera à illustrer ces enchaînements au moyen de deux graphiques. Le graphique 10 illustre la manière dont les zigzags de la conjoncture européenne reflètent les mouvements du taux de change entre le dollar et les monnaies qui ont intégré l'euro en 1999. Il ne s'agit pas d'effets marginaux : les exportations européennes progressent de 9,6 % en 1997 et de 10,4 %, ce qui correspond bien au profil en dents de scie du PIB et du taux de change.



Le graphique 11 illustre la petite relance salariale qui est intervenue depuis 1997. Elle ne prend pas la forme d'une progression plus rapide du salaire nominal, puisque celle-ci est à peu près stabilisée depuis la récession de 1993. Si le salaire réel augmente un peu, c'est en raison du ralentissement du taux d'inflation, en partie importé avec la baisse du cours des matières premières et le retour des capitaux à la suite des crises financières en Asie du Sud-Est. Après avoir été gelé pendant trois ans, le salaire réel recommence à progresser : alors qu'il avait reculé de 0,3 % en 1995, il augmente de 1,5 % en 1997 et contribue ainsi à la relance. Comme la productivité ne redémarre pas, la part salariale tend à se stabiliser sur les années récentes, puisque le salaire réel et la productivité progressent au même rythme

Ces deux mécanismes, qui sont par ailleurs très nets dans le cas français, montrent que la reprise n'obéit pas aux principaux canons de l'orthodoxie néolibérale qu'elle contredit sur trois points essentiels.

Première idée fautive : l'équilibre budgétaire n'était pas un préalable à la croissance, et les choses ont très clairement fonctionné en sens inverse. C'est la croissance qui est venue réduire mécaniquement le déficit en vertu de ce que l'on pourrait appeler dorénavant l'effet-cagnotte.

Seconde idée fautive : la constitution d'une monnaie commune forte n'était pas le préalable absolu à une politique favorable à l'emploi en Europe. Là encore, c'est l'inverse qui s'est passé et l'on peut parler d'un véritable paradoxe de l'euro. L'euro n'a pu être mis en place à la date prévue du 1^{er} janvier 1999 que dans la mesure où la forte hausse du dollar en 1997 avait préalablement « affaibli » les monnaies européennes et offert un ballon d'oxygène ... exogène.

Troisième idée fausse : l'austérité salariale n'est pas la condition nécessaire d'une reprise de la croissance et de l'emploi. C'est encore une fois le contraire qui s'est produit, car c'est au moment où la part salariale a cessé de baisser en Europe que la reprise a démarré, pour des raisons assez évidentes : c'était la condition qui manquait pour soutenir la demande, constamment tirée vers le bas par le recul salarial.

Graphique 11. La contribution des salaires



Source : OCDE

Ce triple constat conduit à un embarras perceptible dans les commentaires et rapports de l'OCDE. Le coup de fouet des exportations est souligné, et l'OCDE l'attribue à une meilleure compétitivité : « Les entreprises françaises ont pu en tirer encore mieux partie cette fois-ci, grâce à leur bonne compétitivité, dont témoigne un solde commercial devenu structurellement excédentaire » (OCDE 1999a). Mais l'avantage compétitif dont ont bénéficié les exportations françaises (et européennes) résulte plutôt du taux de change et non de la modération salariale, et cette distinction primordiale est constamment passée sous silence.

L'OCDE montre avec raison comment « le moteur de la reprise a basculé plus nettement cette fois-ci vers la consommation et l'investissement. La vigueur de la formation de capital fixe s'explique dans les deux cas par une période de latence antérieure et par des conditions financières favorables » (OCDE 1999a). Mais comment la consommation a-t-elle pu renouer avec un tel dynamisme ? La réponse apparaît une année plus tard : « la concomitance des créations d'emplois, du regain de confiance des ménages et de l'accroissement des revenus disponibles a stimulé la demande intérieure qui est devenue le principal moteur de la croissance. La consommation s'est ainsi maintenue sur un sentier de croissance forte » (OCDE 2000b). Cette croissance du revenu disponible concerne aussi les revenus salariaux, mais l'OCDE se heurte ici à une contradiction : si le dynamisme de la demande salariale explique la croissance, comment peut-on se référer un peu plus loin à une « modération durable des salaires » pour rendre compte d'un « net enrichissement de sa croissance en emploi » ?

Le doute systématique de l'OCDE

Avant de proposer une autre lecture qui donne à la réduction du temps de travail un rôle central, il n'est pas inutile de rappeler les réserves maintes fois formulées par les observateurs les plus sceptiques, au premier rang desquels figure l'OCDE. Dès son étude de 1994, elle formule son principe de base : « La principale pierre d'achoppement est cependant que la diminution de la durée hebdomadaire du travail ne doit pas se traduire par une hausse des coûts de production pour les entreprises et une accentuation des pressions inflationnistes au niveau de l'ensemble de l'économie. Dans ce cas, l'impact immédiat sur l'emploi risque d'être annulé par la dégradation des perspectives d'emploi à plus long terme » (OCDE 1994).

Cinq ans plus tard, dans un rapport d'étape, la position de l'OCDE n'a pas changé. Une mesure de « l'incidence sur le marché du travail des réductions statutaires de la durée hebdomadaire normale n'est pas évidente. Il n'en résulte pas toujours une réduction automatique de la durée hebdomadaire effective du travail, pas plus qu'une augmentation correspondante de l'emploi pour maintenir au même niveau le nombre total d'heures ». Plusieurs facteurs interviennent, comme le « niveau des primes pour heures supplémentaires », le degré de compensation salariale, les « gains d'efficacité », tous ces facteurs variant fortement « selon les secteurs et les établissements, et même à l'intérieur de chacun d'eux » (OCDE 1999).

A propos des expériences récentes menées en France, l'OCDE se risque à une première évaluation de l'incidence sur l'emploi, certes « difficilement mesurable », mais qui « semble assez modeste (environ 15 000 emplois nets ont été créés ou préservés), tandis que le coût budgétaire de ce dispositif en 1997-98 et au-delà paraît loin d'être négligeable » (OCDE 1999). L'effet à moyen terme ne devrait pas être très important et « la réduction de la durée hebdomadaire du travail pourrait entraîner une augmentation de l'emploi net comprise entre 0,3 et 2,2 points par rapport au scénario de référence fondé sur un temps de travail inchangé ».

Le scepticisme de l'OCDE est encore réaffirmé dans sa dernière *Etude économique* sur la France : « A terme, la réduction de la durée du travail pourrait néanmoins, si elle n'est pas mise en place avec la souplesse suffisante, peser sur les coûts de production et la compétitivité des entreprises » (OCDE 2000b). En dépit des créations d'emploi, on retrouve les mêmes arguments, par ailleurs contradictoires. Les 35 heures ne seront pas « payées » deux fois, et on ne peut donc, comme le fait l'OCDE invoquer simultanément leur effet négatif sur la rentabilité des entreprises et sur les finances publiques.

On perçoit constamment le caractère orienté de l'argumentation : jamais, par exemple, l'OCDE ne se pose la question du coût comparé d'une création d'emploi. Or, cette évaluation existe (DARES 1996, Heyer & Timbeau 2001). Même en admettant un rendement optimal de la mesure (cette fameuse élasticité de 0,6) le coût d'une création d'emploi par allègement de charges serait de 105 000 F, soit 2 fois et demi plus cher qu'un emploi créé dans le cadre de la loi Aubry II, qui revient à 43 000 F.

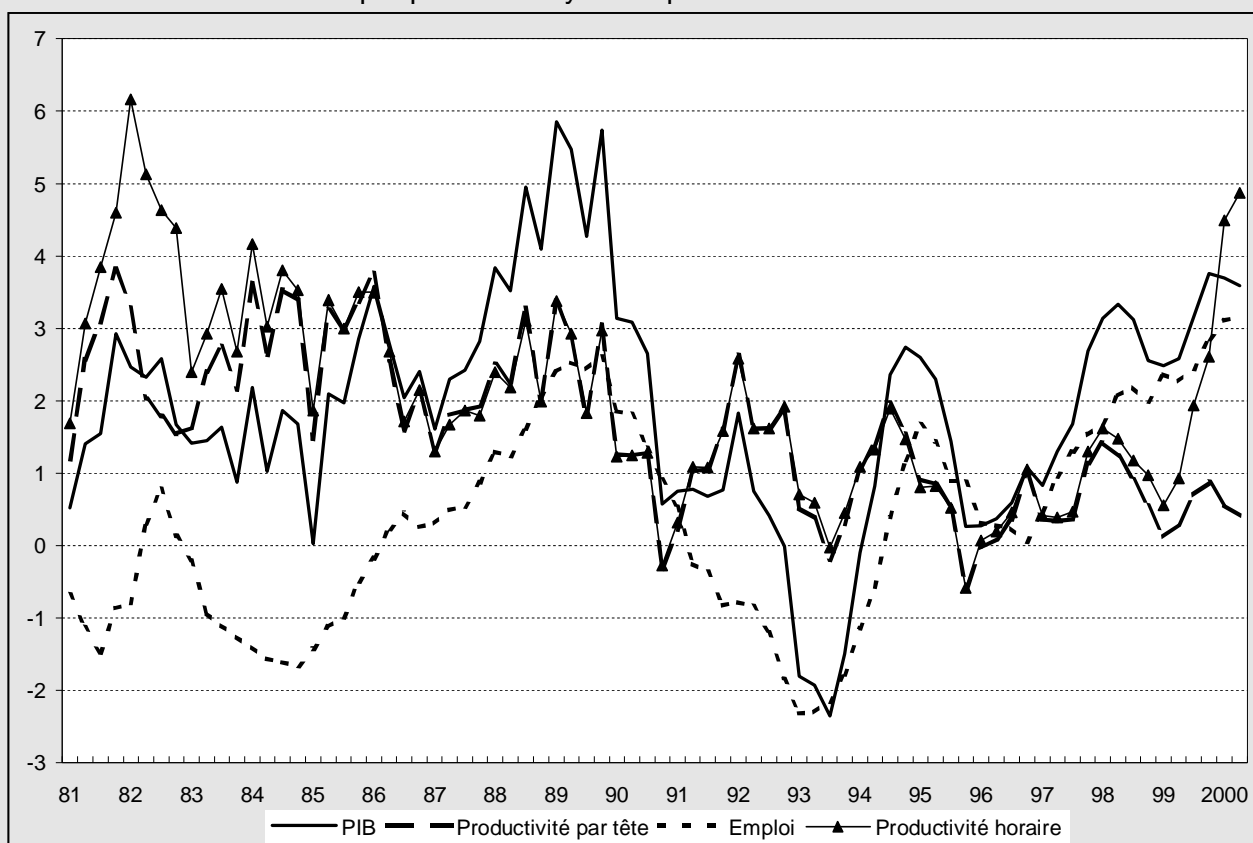
Le contenu en emploi de la croissance ou le succès paradoxal des 35 heures

Venons en à l'exposé de notre thèse, qui vise à imputer aux 35 heures une bonne partie de l'enrichissement de la croissance en emplois. Le point de départ est que la durée hebdomadaire moyenne du travail a effectivement baissé, puisqu'elle est passée de 38,9 à 36,9 heures entre 1997 et 2000. C'est peu et c'est beaucoup. C'est peu car on reste encore loin des 35 heures, mais c'est beaucoup car cette baisse de 2 heures représente un potentiel d'un peu plus de 5 % soit 700 000 créations d'emploi potentielles. On ne les aura pas, dans la mesure où les modalités du passage aux 35 heures ont permis aux employeurs d'en réduire les effets sur l'emploi par une intensification du travail.

L'absence de proportionnalité des embauches équivaut en effet à une progression de la productivité horaire, que l'on peut évaluer à 5,1 % dans le cas d'un passage de 39 à 35 heures qui se ferait avec une progression de 6 % des effectifs (c'était le seuil ouvrant droit aux aides publiques dans la loi Aubry 1). Soit une entreprise qui emploie 100 salariés à 39 heures ; elle passe à 35 heures et augmente ses effectifs de 6 %. Le volume de travail baisse de 3900 à 3710 heures par semaine, ce qui revient à dire que l'entreprise réalise la même production en moins de temps. La productivité horaire a par conséquent augmenté dans cette proportion de 3900/3710, d'où les fameux 5,1 %.

C'est à peu près ce qui s'est passé en France. La productivité, calculée par heure et non par tête a fait un bond en avant (graphique 12). Entre 1997 et 2000 elle a progressé en moyenne de 2,4 % par an, contre 0,8 % depuis le début des années 90. Ce bond en avant de la productivité horaire par rapport à sa tendance compense à peu près la réduction de la durée du travail dont l'effet direct apparent est dès lors inférieur à son potentiel. Le Ministère de l'emploi avance pour sa part des évaluations plus optimistes. Au 22 février 2001, 51 000 entreprises sont passées à 35 heures (soit au total plus de 144 000 établissements), elles emploient 5 880 000 salariés et ont prévu de créer 287 000 emplois, soit environ 5 % des effectifs. On peut donc évaluer à 6 % la productivité horaire induite.

Graphique 12. Le cycle de productivité en France



Source : DARES

Il faut alors pousser l'analyse plus loin, pour considérer les différentes composantes de la conjoncture dans leur interaction, ce qui permet alors d'avancer la thèse suivante : l'intensification du travail qui a permis de répondre à la réduction du temps de travail par une progression de la productivité horaire a atteint ses limites. Dans ces conditions, il n'était pas possible, en plus, d'enclencher le mécanisme du « cycle de productivité » qui correspond au fait

que, d'habitude, une reprise de la croissance tire la progression de la productivité. Or, une des particularités des années récentes est justement que la croissance est passée de 1 % par an à 3-4 % sans que la productivité par tête s'écarte sensiblement d'un rythme de progression à peine supérieur à 1 % alors que la productivité horaire fait un bond en avant (voir graphique 12).

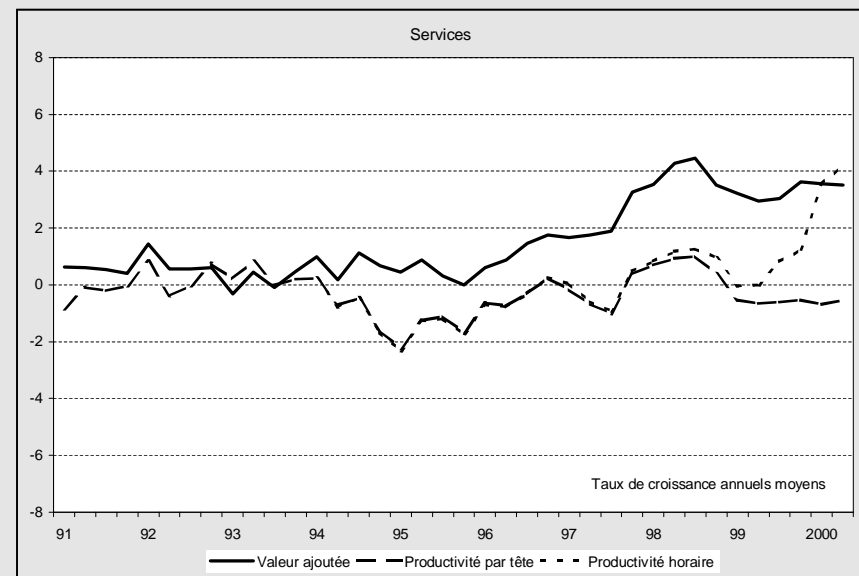
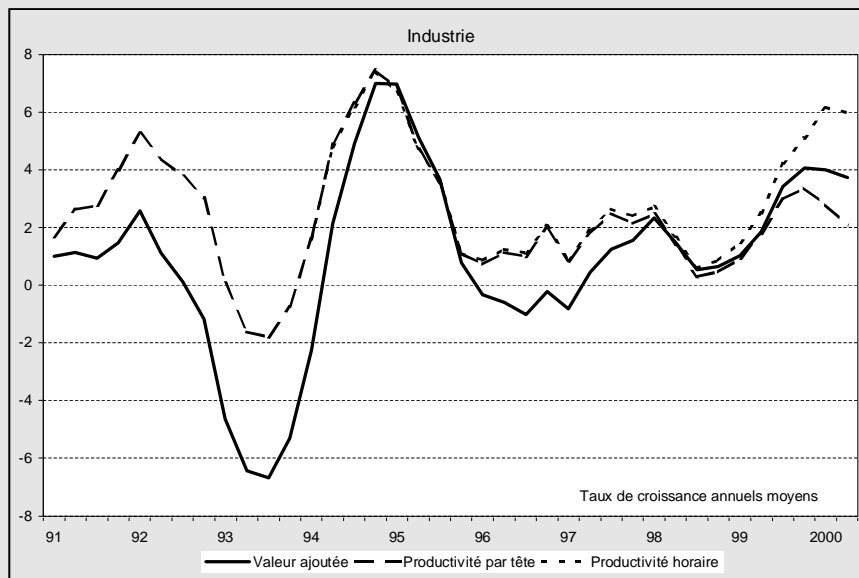
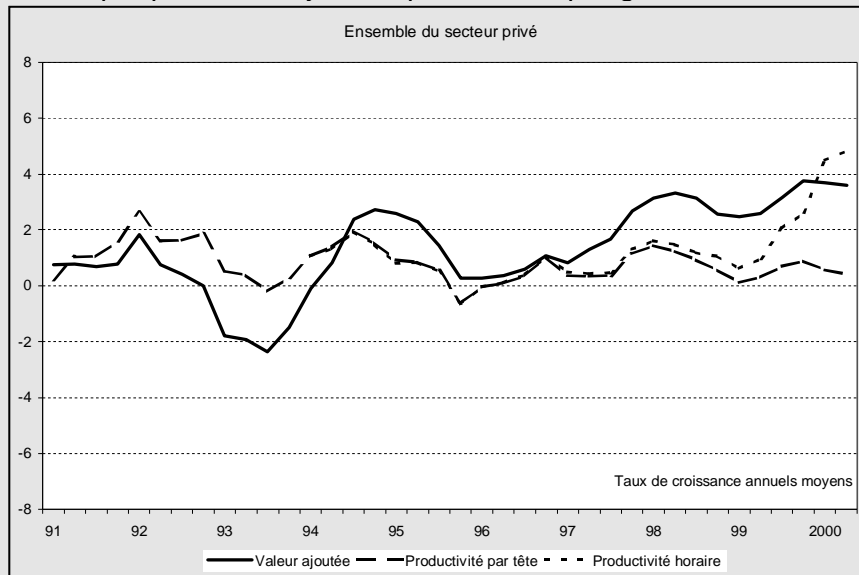
Cette disparition du cycle de productivité est la voie détournée que prennent les 35 heures pour créer des emplois. La productivité du travail ne pouvait à la fois parcourir son cycle conjoncturel habituel et en même temps compenser l'effet de la réduction du temps de travail sur les effectifs. En l'absence de réduction du temps de travail, la productivité par tête aurait par exemple grimpé à 2 % (comme à la fin des années 80) et la progression de l'emploi aurait été plus dans les normes historiques. Le surcroît d'emplois résulte donc indirectement de la pression exercée par la réduction du temps de travail.

Ce gel de la productivité par tête peut s'observer de manière nette au niveau des grands secteurs (graphiques 13). Même dans l'industrie, on voit bien comment le bond en avant de la productivité horaire repousse vers le bas la progression de la productivité par tête. Celle-ci augmente moins que le volume de production, de telle sorte que l'industrie recommence à créer des emplois, ce qu'elle n'avait à peu près jamais fait depuis dix ans, même lors de la reprise vigoureuse (dans l'industrie) de 1995.

Tel est en tout cas un schéma d'interprétation possible qui s'oppose point par point à la thèse de la baisse des charges. Il peut se combiner avec l'idée selon laquelle, « grâce » au développement de la flexibilité et de la précarité de l'emploi, les entreprises hésitent beaucoup moins qu'autrefois à embaucher lorsque l'activité repart. En revanche ces emplois seront aussi vite perdus lors du ralentissement suivant, ce qui revient à nouveau à un lissage du cycle de productivité traditionnel.

Seule une mise en perspective, avec le recul nécessaire, permettra de mieux éclairer ce débat, car on saura mieux faire la part des choses entre le profil un peu particulier de ce demi-cycle 1996-2001, et une transformation plus structurelle des modalités de fonctionnement du marché du travail. Si notre analyse est correcte, l'enrichissement de la croissance en emploi n'est pas un phénomène durable, et on devrait revenir à des rythmes de croissance de la productivité plus soutenus.

Graphique 13. Le cycle de productivité par grands secteurs



Source : INSEE

CONCLUSION

Rappelons ici nos principaux résultats. La reprise économique récente, loin d'être le fruit de l'orientations néolibérale, repose en effet sur un triple relâchement par rapport à ses préceptes : une monnaie moins forte, une part des salaires presque stabilisée, et une politique budgétaire moins restrictive. Les pays qui bénéficient le plus de cette reprise ne sont aucunement ceux qui auraient mieux suivi que d'autres les recommandations habituelles en matière de modération salariale et de flexibilité des marchés du travail. Le chômage a reculé plus vite dans les pays qui ont connu plus de croissance. Une bonne partie de cette croissance renvoie au dynamisme des exportations qui ne s'explique à peu près jamais par la compétitivité-coût, et presque toujours par des effets de change.

Dans ce panorama, la France a pu enrichir le contenu en emploi de sa croissance grâce à un mélange réussi de croissance et de réduction du temps de travail. Le surcroît de productivité a été consacré à réduire l'effet direct sur l'emploi du passage aux 35 heures, mais le cycle de productivité a été gelé, de telle sorte que la croissance a créé beaucoup d'emplois. Les évaluations disponibles de l'effet des baisses des charges, déjà contestables, ne réussissent même pas à expliquer le dynamisme de l'emploi.

Les implications pratiques des analyses qui viennent d'être présentées sont assez évidentes. Si la reprise récente est bien, comme nous avons essayé de le montrer, une reprise peu orthodoxe, elle risque de ne pas résister au retour, avec le retournement conjoncturel, de politiques budgétaires, monétaires et salariales orthodoxes. Si les créations de l'emploi sont dues aux baisses de charges, alors il faut continuer cette politique. Mais si l'un des principaux ressorts de cette reprise est au contraire la stabilisation de la part salariale, alors on risque de l'écourter en accentuant des politiques de modération salariale.

Si la réduction du temps de travail n'a apporté qu'une contribution accessoire aux créations d'emplois, alors il faut se hâter de refermer l'épisode des 35 heures. Mais si les exceptionnelles créations d'emplois résultent, comme nous le pensons, d'un mélange réussi de croissance salariale contrôlée et de réduction du temps de travail, on risque fort, en renonçant à l'une et l'autre, de s'éloigner à nouveau de l'objectif du plein emploi.

Annexe 1. Une décomposition du taux de chômage

On part de la définition du taux de chômage comme rapport entre le chômage et la population active : $tcho = N/POPAC$. L'emploi N se déduit du PIB (produit intérieur brut) par l'application d'une productivité par tête qui est à son tour décomposée en productivité horaire (PRODH) et durée du travail (DAT). La population active POPAC est obtenue en appliquant à la population en âge de travailler POPAGE un taux d'activité ACTI. On obtient alors la formule suivante :

$$1 - tcho = \frac{N}{POPAC} = \frac{PIB / (PRODH * DAT)}{ACTI * POPAGE}$$

tcho	taux de chômage	PRODH	productivité horaire
N	emploi	DAT	durée annuelle du travail
POPAC	population active	ACTI	taux d'activité
PIB	niveau du PIB à prix constants	POPAGE	population d'âge actif

Une approximation permet ensuite d'exprimer la variation annuelle moyenne du taux de chômage en fonction du taux de croissance annuel moyen de chacune des composantes considérées. On obtient alors :

$$\Delta tcho = \text{prodh} + \text{dat} + \text{popage} + \text{acti} - \text{pib}$$

Les résultats sont résumés dans le tableau 12. La colonne $\Delta tcho$ indique la variation annuelle moyenne du taux de chômage entre 1990 et 2000. Les quatre colonnes suivantes donnent les taux de croissance annuels moyens des quatre variables qui sont liés positivement à la hausse du taux de chômage. Ce sont : la productivité horaire (prodh), la durée annuelle du travail (dat), la population en âge de travailler (popage) et le taux d'activité apparent (acti). La dernière colonne donne le taux de croissance annuel moyen du pib, qui joue en sens inverse.

Tableau 12. Une décomposition du taux de chômage

	$\Delta tcho$	prodh	Dat	popage	acti	pib
Allemagne	0,30	2,3	-0,3	0,1	-0,2	1,5
Autriche	0,08	1,4	-0,0	0,6	0,2	2,1
Belgique	0,16	2,0	-0,3	0,1	0,5	2,1
Danemark	-0,40	1,9	-0,1	0,3	-0,3	2,2
Espagne	-0,16	1,4	0,0	0,3	0,6	2,5
Finlande	0,61	2,7	0,0	0,3	-0,3	2,0
France	0,10	2,0	-0,7	0,3	0,3	1,8
Grèce	0,33	1,5	0,0	0,6	0,5	2,3
Irlande	-1,01	3,0	-0,5	1,7	1,3	6,9
Italie	0,19	2,0	-0,2	0,0	0,1	1,7
Luxembourg	0,15	2,4	-0,5	1,0	2,5	5,3
Norvège	-0,17	2,6	-0,3	0,5	0,4	3,4
Pays-Bas	-0,35	1,2	-0,5	0,5	1,3	2,9
Portugal	-0,08	2,0	-0,6	0,4	0,7	2,6
Royaume-	-0,01	2,1	-0,3	0,3	-0,1	2,1
Suède	0,31	1,9	0,6	0,3	-0,8	1,7
Suisse	0,13	1,5	-1,0	0,5	-0,1	0,8
UE15	0,07	1,6	-0,3	0,7	0,3	2,2
Etats-Unis	-0,17	1,7	0,2	0,9	0,3	3,3
Japon	0,27	1,8	-0,8	0,1	0,5	1,3

Source : OCDE 2000a

Dans le cas de la France, cette dernière est de 0,1 point par an, ce qui veut dire que le taux de chômage a augmenté de 1 point sur l'ensemble de la période 1990-2000. Sur cette même période, la progression du PIB a été de 1,8 % (dernière colonne) et si, elle avait été intégralement consacrée à la réduction du taux de chômage, celui-ci aurait pu baisser de 1,8 point chaque année. Ce n'est évidemment pas ce qui s'est passé, puisque d'autres éléments s'intercalent, qui sont décrits dans les autres colonnes. La productivité horaire du travail a augmenté en moyenne de 2 % par an ; la durée annuelle du travail a baissé en moyenne de 0,7 % chaque année ; la population d'âge actif a progressé de +0,3 % et le taux d'activité de 0,3 %. L'ensemble de ces quatre facteurs représente un « potentiel » de taux de chômage égal à 1,9 points par an qui fait plus que compenser la progression du PIB (+1,8 %), de telle sorte que le taux de chômage progresse à proportion de la différence, soit de 0,1 point par an.

Annexe 2. Equations de demande de travail par pays

Le modèle s'écrit $\text{Log } N = a_1 \text{Log } N_{t-1} + a_2 \text{Log } Q + a_3 \text{Log } w + a_4 T + a_5 T^2 + c$

N emploi
 Q PIB
 w salaire réel
 T temps

Le tableau ci-dessous donne les valeurs des coefficients correspondant aux variables retenues. Ils sont tous significatifs (t de Student supérieur à 2)

Tableau 13. Coefficients des équations de demande d'emploi

	Log N_{t-1}	Log Q	Log w	T	T^2	cste
Allemagne	0,598	0,499	-0,345	-2,596	1,218	-0,222
Autriche	0,552	0,340		-2,697	1,208	0,333
Belgique	0,724	0,445	-0,469	-4,197	1,952	0,814
Danemark	0,684	0,472	-0,255	-0,674		-0,811
Espagne	0,517	0,489	-0,573	-0,860		0,047
Finlande	0,655	0,499	-0,381	4,093	-3,116	-2,870
France	0,248	0,420		-2,185	0,849	0,671
Grèce	0,743	0,090				-0,093
Irlande	0,684	0,420		-4,410	1,816	0,904
Italie	0,607	0,296			-0,438	-0,567
Norvège	0,714	0,492		-3,125	1,102	0,008
Pays-Bas	0,783	0,184	-0,345			0,027
Portugal	0,830	0,051				
Royaume-Uni	0,585	0,579	-0,156		-0,569	-1,859
Suède	0,579	0,588		2,032	-1,787	-2,777
Suisse	0,494	0,574		-2,675	1,358	-0,822

Références

Abowd J.M., Kramarz F., Lemieux T., Margolis D.N. (1997), « Minimum Wages and Youth Employment in France and the United States », *Working Paper* No. W6111, NBER.

Audric S., Givord P., Prost C. (1999), « Evolution de l'emploi et des coûts par qualification entre 1982 et 1996 », *Document de travail* de la Direction des Etudes et Synthèses Economiques, G9919, INSEE, décembre.

Cornilleau G., Heyer E., Timbeau X. (1998), « Le temps et l'argent : les 35 heures en douceur », *Revue de L'OFCE*, janvier.

DARES (1996), *40 ans de politique d'emploi*, La Documentation française.

DARES (2000), « Emplois non qualifiés, emplois à bas salaires et mesures d'allègement du coût du travail », DARES, *Premières informations et premières synthèses*, décembre.

Dormont B. (1994), « Quelle est l'influence du coût du travail sur l'emploi ? », *Revue économique* n°3, mai ; ainsi que : *Réexamen de la relation coût du travail et emploi*, Rapport au Commissariat Général du Plan, septembre.

European Commission (2000), « The EU Economy. 2000 Review », *European Economy* n°71, Office for Official Publications of the EC, Luxembourg.

Fitoussi J-P. & Passet O. (2000), « Réformes structurelles et politiques macroéconomiques : les enseignements des modèles de pays », dans *Réduction du chômage : les réussites en Europe*, rapport du Conseil d'Analyse Economique, La Documentation Française.

Freyssinet J. (2000), « La réduction du taux du chômage : les enseignements des expériences européennes » dans *Réduction du chômage : les réussites en Europe*, rapport du Conseil d'Analyse Economique, La Documentation Française.

Heyer E. & Timbeau X. (2001), « 35 heures : où en sommes-nous ? », *Lettre de l'OFCE* n°206.

Husson M. (1996), « Emploi et coût du travail : les incertitudes de l'économétrie », *La Revue de l'IRES* n°18, 1995.

Husson M. (1999), *Les ajustements de l'emploi*, Page Deux, Lausanne.

Husson M. (2000), « Pourquoi les taux de chômage diffèrent en Europe », *La Revue de l'IRES* n°32.

IRES (2000), *Les marchés du travail en Europe*, La Découverte, collection « Repères ».

Kramarz F. & Philippon T. (2000), « The Impact of Differential Payroll Tax Subsidies on Minimum Wage Employment », *Working paper* 2000-10, CREST.

Lerais F. (2001), « Une croissance plus riche en emplois », DARES, *Premières informations et premières synthèses*, février.

OCDE (1994), *L'étude de l'OCDE sur l'emploi*.

OCDE (1997), *Etude économique France*.

OCDE (1997), *Implementing the OCDE Jobs Strategy: Lessons from members countries' experience*.

OCDE (1999a), *Etude économique France*.

OCDE (1999b), La mise en œuvre de la stratégie de l'OCDE pour l'emploi : évaluation des performances et des politiques.

OCDE (2000a), *Perspectives économiques*, décembre 2000.

OCDE (2000b), *Etude économique France*.

Pisani-Ferry J. (2000), *Plein emploi*, rapport du Conseil d'Analyse Economique, La Documentation française.