

Protection de l'emploi et chômage
Réponse aux remarques de Fiorella Padoa Schioppa Kostoris
Michel Husson, IRES, 2000

Dans son commentaire annexé au rapport présenté au CAE sur les expériences de baisse du chômage en Europe¹, Fiorella Padoa Schioppa Kostoris (FPSK) soulève une objection importante et juste : c'est la variation du taux de chômage - et non son niveau - qu'il faut rapporter aux différents indicateurs de protection de l'emploi (LPE). Sont alors présentées plusieurs équations économétriques assez voisines qui vérifient cette assertion et qui permettent de conclure que, contrairement à l'analyse des deux rapports « les données montrent que les *success stories* sont bien corrélées à la flexibilité réglementaire ».

Cette proposition peut à son tour être contestée sur quatre points.

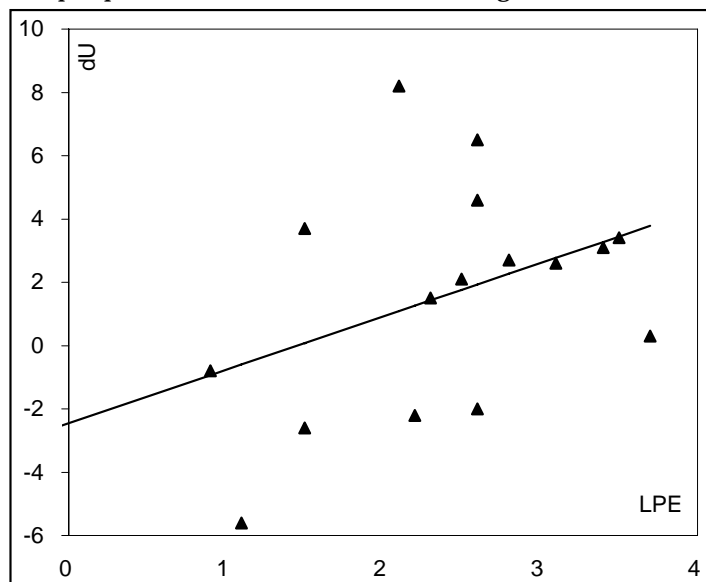
On utilise les données rassemblées dans le tableau A1 de la note FPSK. La variable expliquée est la variation du taux de chômage entre 1990 et 1998 (dU, colonne 5), et la variable explicative est l'indicateur pour la fin des années 90, tiré des *Perspectives de l'emploi* de l'OCDE de 1999 (LPE, colonne 10). Les relations sont testées sur la champ Europe-OCDE qui comprend les pays de l'Union européenne (sauf le Luxembourg), plus la Suisse et la Norvège. On a vérifié que les autres indicateurs utilisés par FPSK conduisaient à des résultats voisins.

On partira de l'équation de base ci-dessous, qui reproduit à peu de choses près les résultats consignés par FPSK dans son tableau 1.

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

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

Graphique 1. Variation du taux de chômage et LPE



¹ Fitoussi J.-P., Freyssinet J., Passet O., *Réduction du chômage : les réussites en Europe*, rapport du Conseil d'Analyse Economique n°23, La Documentation française, 2000. <http://www.cae.gouv.fr/rapports/23.htm>

1. *Out of Ireland* : sans la contribution de ce (petit) pays, la liaison disparaît.

Il est difficile de dire que les variations du taux de chômage sont « bien corrélées » avec l'indicateur, puisque le R^2 de départ est médiocre et que le t de Student se situe à la limite de la significativité. L'examen du graphique 1 montre que la corrélation est pour le moins incertaine. Si on retire l'Irlande de l'échantillon, la corrélation disparaît tout à fait. On obtient un t de Student qui établit la significativité et R^2 inhabituellement faible :

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

L'Irlande se caractérise par un très fort recul du taux de chômage (5,6 points) et un indicateur LPE parmi les plus faibles d'Europe (1,1). Sans l'Irlande, il n'y a aucune liaison entre chômage et réglementation, et c'est l'Irlande très fortement typée qui permet d'orienter la droite de régression. Bref, la corrélation n'est « bien vérifiée » que par l'intermédiaire d'un petit pays qui donne le ton à l'ensemble.

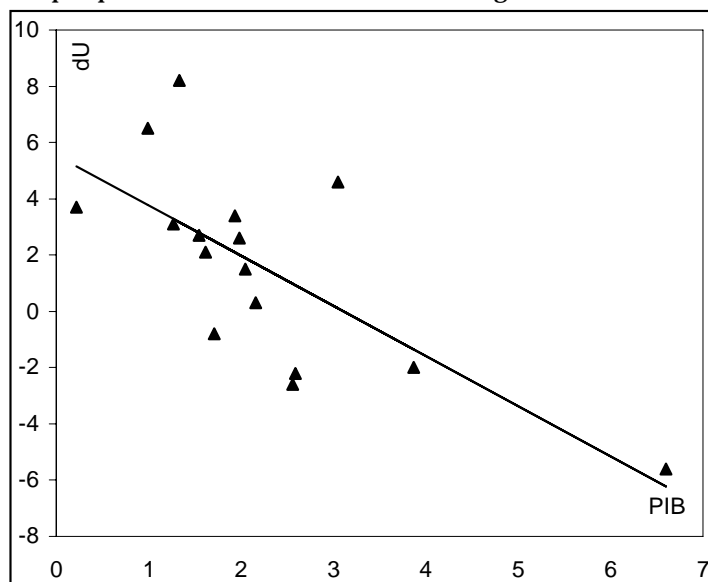
2. La croissance évince l'institutionnel

Tous les modèles inspirés peu ou prou de Layard et Nickell² postulent implicitement que les différences de chômage d'un pays à l'autre ne peuvent s'expliquer que par des variables institutionnelles. La seconde critique consiste à montrer que l'introduction de la croissance évince totalement les variables institutionnelles. On a donc construit une autre variable explicative qui est le taux de croissance moyen du PIB sur la période 1990-1998 examinée. On obtient alors une excellente relation keynésienne de base :

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

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

Graphique 2. Variation du taux de chômage et PIB



Cette nouvelle équation de base est bien supérieure à la relation (1), de tous les points de vue, et on peut le vérifier sur le graphique 2. La lecture est facile : la principale explication des différences d'évolution des taux de chômage est le différentiel de croissance. Cette apparente banalité appelle quelques précisions.

² Layard R., Nickell S., Jackman R., *Unemployment : Macroeconomic Performance and the Labor Market*, Oxford University Press, New York, 1991.

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

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

$$(2') \quad dU = 6,01 - 2,05 \text{ PIB} \quad R^2 = 0,33 \\ (2,5)$$

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

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

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

La première consisterait à vérifier que la flexibilité conduit à une modération salariale plus affirmée. Nous l'avons fait avec deux indicateurs SAL et PSAL qui représentent respectivement le taux de croissance du salaire réel entre 1990 et 1998 et la variation de la part salariale sur cette même période. Ni l'une ni l'autre de ces variables n'est corrélée avec l'indicateur LPE : avec un R^2 de 0,02 et 0,01 on peut même parler d'absence absolue de corrélation. Cela dispense d'examiner la seconde étape, autrement dit la liaison entre salaire et emploi.

Si l'influence des variables institutionnelles ne passe pas par la modération salariale, elle peut encore suivre deux canaux : une influence directe sur le PIB liée à des effets de spécialisation flexible, ou une influence directe sur le contenu en emploi de la croissance. Or, ces liaisons n'existent pas.

3. L'institutionnel est sans effet sur le macro

Il est facile de tester une éventuelle incidence de l'indicateur LPE qui jouerait directement sur le PIB ou encore sur le contenu en emploi de la croissance (CONT=taux de croissance annuel moyen du ration emploi/PIB). Les deux équations obtenues sont exécrables :

$$(3.1) \quad \text{PIB} = 3,33 - 0,46 \text{ LPE} \quad R^2 = 0,07 \\ (1,0)$$

$$(3.2) \quad \text{CONT} = -2,11 + 0,12 \text{ LPE} \quad R^2 = 0,02 \\ (1,0)$$

En revanche, on trouve une relation entre contenu de l'emploi et PIB qui vérifie la force de « la loi de Kaldor » selon laquelle plus de PIB donne plus de productivité et donc un moindre contenu en emploi :

$$(3.3) \quad \text{CONT} = -1,04 - 0,34 \text{ PIB} \quad R^2 = 0,33 \\ (2,7)$$

4. Des institutions immuables ?

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

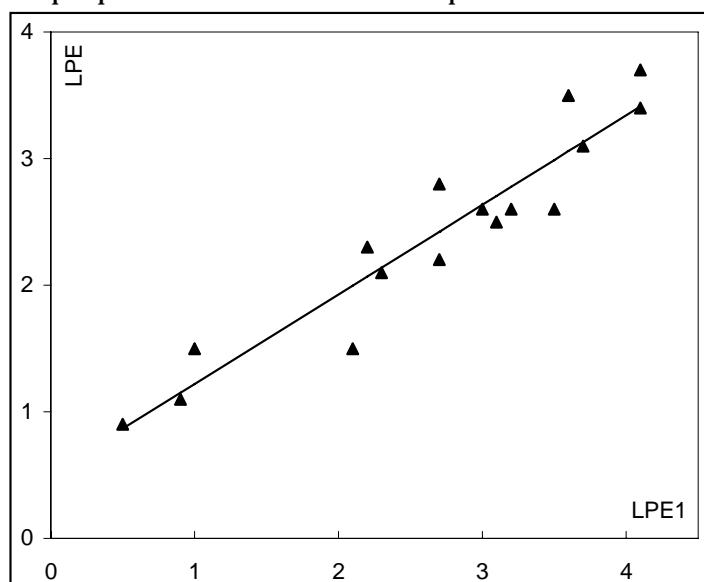
Il est néanmoins impossible de faire apparaître la moindre influence de la variation de l'indicateur LPE entre la fin des années 80 et des années 90. Il n'est pas possible non plus de faire apparaître séparément la valeur de cet indicateur pour chacune des deux décennies. Ce constat conduit à examiner de plus près les évolutions de LPE entre les deux périodes. Le graphique 3 révèle une liaison fortement marquée qui signifie une très faible plasticité institutionnelle, de telle sorte que les positions relatives des pays se maintiennent.

$$(4) \quad \text{LPE} = 0,51 + 0,71 \text{ LPE1} \quad R^2 = 0,89$$

(11,0)

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

Graphique 3. Variation de LPE d'une période à l'autre



Ce dernier constat infirme la conclusion de FPSK pour qui, dans la lutte contre le chômage, « les politiques macroéconomiques sont nécessaires mais pas suffisantes » et devraient être complétées par des « actions en faveur des réductions des rigidités, particulièrement celles réglementaires dues à l'excès de protection de l'emploi ».

Dans le modèle de FPSK, le taux de chômage ne dépend pas du PIB et on ne voit donc pas pourquoi des politiques macro-économiques seraient nécessaires. Si les indicateurs sont correctement définis, et si l'on accepte le modèle de FPSK, alors il faudrait plutôt conclure à l'impuissance des politiques d'emploi. Dans son modèle, le taux de chômage dépend de rigidités institutionnelles qui ont résisté à quinze ans de déréglementation des marchés du travail et qu'il paraît donc illusoire de vouloir réduire.