

Part salariale et emploi

**Jacques Le Cacheux,
Daniel Szpiro**

Chargés d'études à l'OFCE

Des études récentes d'organismes internationaux, tels que la Communauté européenne et l'OCDE, présentent l'accroissement de la part des salaires dans la valeur ajoutée comme un facteur déterminant de la dégradation de la situation de l'emploi au cours des années 1970 dans les principaux pays industrialisés. L'objet de cet article est de placer les concepts de part salariale ou d'écart de salaires réels dans un cadre théorique approprié et d'en examiner la pertinence empirique.

Les équations testées pour les Etats-Unis, la France, le Japon, la RFA et le Royaume-Uni, sur la période 1960-1981, ne font apparaître aucune corrélation significative entre l'écart de salaire réel et l'emploi, contrairement aux résultats des études précédentes. Ce résultat négatif provient probablement de la difficulté d'isoler les effets d'un facteur dans un phénomène dont les déterminants sont multiples.

Introduction

Le plein emploi exige la réunion de deux conditions : la demande est suffisante relativement à la production ; la répartition des revenus entre salaires et profits est « appropriée » au sens où elle rend profitable d'entreprendre un volume de production correspondant au plein emploi du travail. La non satisfaction de l'une de ces conditions conduit au chômage. Alors que les politiques keynésiennes sont particulièrement adaptées dans l'hypothèse où la première n'est pas remplie, elles sont relativement inopérantes lorsque le déséquilibre provient de la répartition des revenus.

La définition théorique de la répartition des revenus « appropriée » et la mesure empirique de l'écart entre cette dernière et celle qui est observée, constituent un champ de recherche extrêmement fertile, mais d'une grande complexité (Malinvaud, 1980, 1983). Le diagnostic de la situation de chômage — keynésien ou classique — dans laquelle se trouve l'économie, est ainsi difficile et incertain et doit être accompagné de toutes les réserves nécessaires ⁽¹⁾.

Pourtant l'aggravation du chômage dans un contexte inflationniste et l'échec apparent des politiques de régulation de la demande globale semblent donner quelque crédit à la thèse selon laquelle les années soixante-dix ont été dans la plupart des pays développés caractérisées par un chômage

(1) Cf. en particulier M. Artis et J.-P. Fitoussi (1979) ; P. Artus, G. Laroque et G. Michel (1982).

classique. Le caractère inapproprié de la répartition des revenus résulterait alors d'un salaire réel trop élevé.

La croissance des salaires réels sur l'ensemble de la période a en effet été considérable (Le Cacheux et Szpiro, 1983) ; cependant, elle n'avait pas été moindre dans les années soixante, sans pour autant qu'on assistât à une aggravation du chômage. L'observation empirique d'une croissance séculaire de la productivité du travail a été mise en avant pour résoudre ce paradoxe. En effet la notion classique d'un salaire réel trop élevé se réfère à un niveau de la productivité ; par extension, la croissance de la productivité autoriserait une croissance correspondante du salaire réel. C'est donc, dans cette perspective, une croissance excessive du salaire réel qui explique la baisse de l'emploi.

Des études récentes de l'OCDE (1982) et de la CE (1982) ont, pour examiner empiriquement cette hypothèse, introduit la notion d'écart de salaires réels (ESR ; « real wage gap »). Il s'agit d'un indicateur unique des évolutions relatives de ces deux grandeurs ; le rapport du coût du travail (avantages et cotisations sociales inclus) — en termes de produit — à la productivité moyenne apparente du travail (valeur ajoutée divisée par le nombre total d'heures travaillées). Ce ratio n'est autre que la part salariale dans la valeur ajoutée.

Dans cette étude on présentera d'abord les évolutions de ces variables dans six grands pays de l'OCDE (Etats-Unis, France, Italie, Japon, RFA et Royaume-Uni) sur la période 1960-1981. On tentera ensuite de rapprocher ces évolutions de celles de l'emploi. Un retour sur les présupposés théoriques de l'hypothèse de l'ESR permettra d'éclairer les résultats empiriques obtenus.

Evolutions des parts salariales

Selon les auteurs, l'évaluation de la part salariale concerne tantôt l'ensemble de l'économie (CE, 1982 ; Krugman, 1982 ; Steinherr, 1983), tantôt l'industrie manufacturière (CE, 1982 ; OCDE, 1982 ; Sachs, 1983). L'importance de l'industrie dans l'économie de tous ces pays s'étant sensiblement modifiée pendant la période (voir encadré), on présentera successivement ces deux mesures.

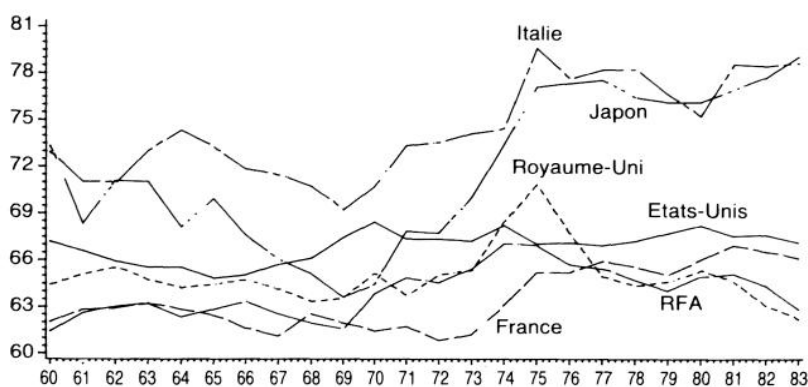
Partage de la valeur ajoutée dans l'ensemble de l'économie...

La part salariale dans l'ensemble de l'économie est évaluée ici à partir de la valeur ajoutée totale aux prix de marché, hors appréciation sur stocks ⁽²⁾. La mesure de la rémunération du travail est corrigée pour tenir compte de la salarisation croissante en imputant aux entrepreneurs individuels une rémunération égale à celle du salaire moyen.

C'est au Japon et en Italie que l'accroissement de la part salariale a été la plus spectaculaire dans la première moitié des années soixante-dix

(2) On se conforme en cela à la pratique de tous les organismes publiant les comptes nationaux, qui, pour évaluer les stocks, utilisent le prix moyen de l'année au lieu du prix courant, introduisant ainsi une erreur systématique (Anyadike-Danes, 1984).

(graphique 1). Dans ces deux pays, les niveaux actuels (environ 78 %) sont très supérieurs à ceux des autres pays de l'échantillon (tous inférieurs à 68 % en 1983). Les trois autres pays européens, où aucune tendance n'est apparente au cours des années soixante, ont aussi connu une augmentation de la part salariale, mais de moindre amplitude, au début des années soixante-dix. Les niveaux atteints dans ces pays en 1983 sont cependant très inférieurs aux maximums, sauf en France où la croissance s'est poursuivie à un rythme modéré. Les Etats-Unis, enfin, sont caractérisés par une absence de tendance sur l'ensemble de la période.



1. Part des rémunérations du travail dans la valeur ajoutée totale (au prix de marché)

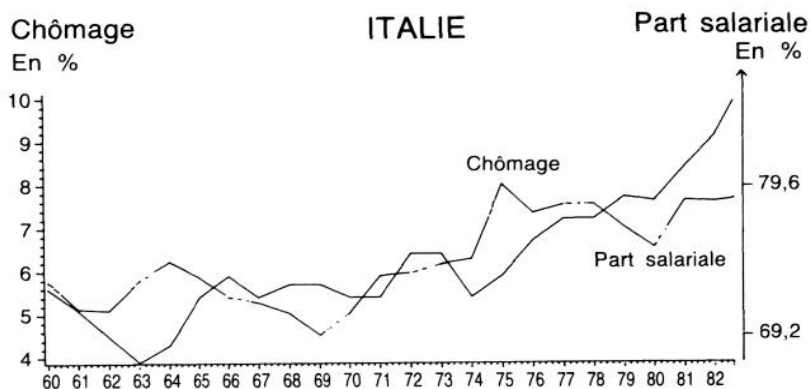
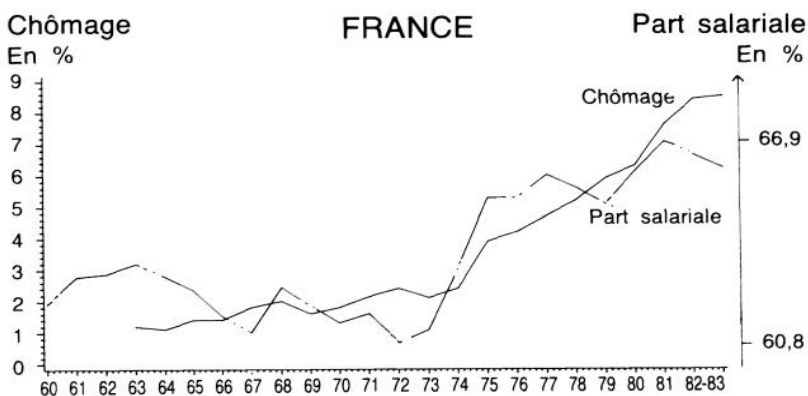
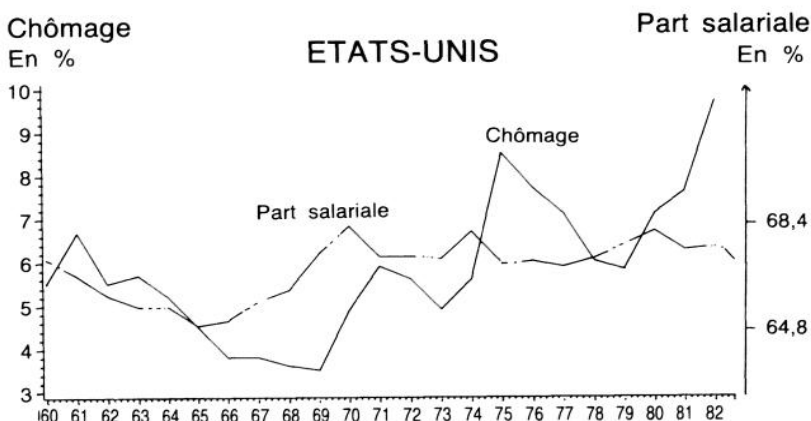
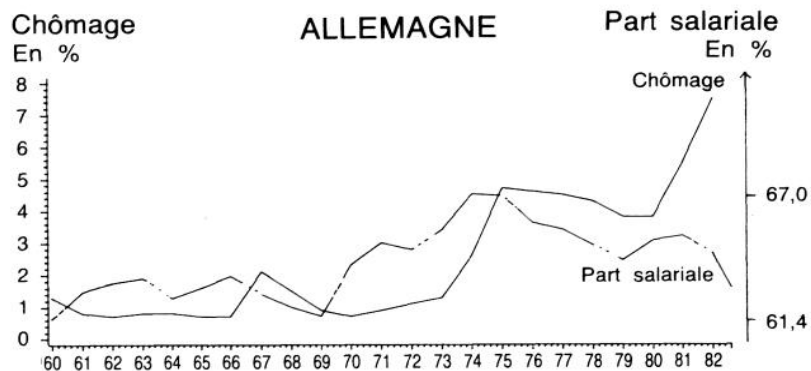
Source : Données communiquées par la Commission des Communautés européennes.

Les disparités de niveaux sont dues à la fois aux évolutions des coûts du travail et aux caractéristiques structurelles des économies : notamment, la part de l'industrie dans la valeur ajoutée et le mode de financement des dépenses sociales. Le poids de celles-ci dans la part salariale est d'autant plus faible qu'elles sont fiscalisées. Dans tous les pays l'augmentation des coûts salariaux résulte en partie de celle des taux de cotisation sociale (OCDE, 1983).

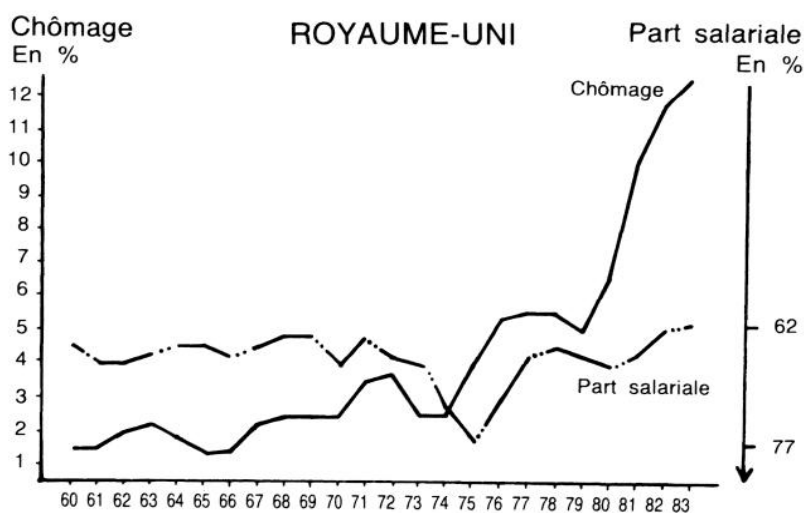
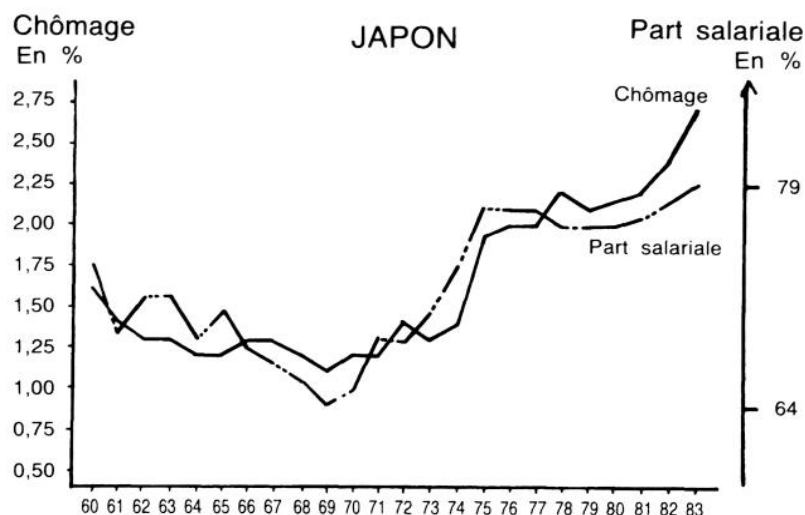
Un rapprochement sommaire des niveaux de part salariale et de taux de chômage ne suggère aucune causalité évidente. Ainsi le taux de chômage japonais est-il très inférieur à la moyenne de l'OCDE dans la dernière décennie, alors que la part salariale y est des plus élevée. Inversement au Royaume-Uni une part salariale inférieure à toutes les autres en fin de période s'accompagne d'un taux de chômage nettement supérieur à la moyenne.

Cependant les évolutions de ces deux variables dans les années soixante-dix sont sensiblement parallèles dans la plupart des pays, ce qui suggère l'existence d'une relation (graphique 2). Mais sur la période 1980-1983, alors que le taux de chômage augmente fortement dans tous les pays, quatre d'entre eux (Etats-Unis, France, RFA, Royaume-Uni) voient leur part salariale décroître.

2. Taux de chômage et part salariale dans l'ensemble de l'économie



Les chiffres qui apparaissent sur les échelles de la part salariale correspondent au minimum et au maximum de cette part. Ces échelles sont différentes selon les graphiques parce qu'elles ont été choisies dans chaque cas de façon à minimiser la somme des carrés des écarts entre les deux courbes.



L'échelle de la part salariale est inversée pour le Royaume-Uni en raison de la corrélation négative avec le chômage.

Source : Taux de chômage : OCDE, *Principaux indicateurs économiques* ; sauf pour la France : INSEE.
Part salariale : données communiquées par la Commission des Communautés européennes.

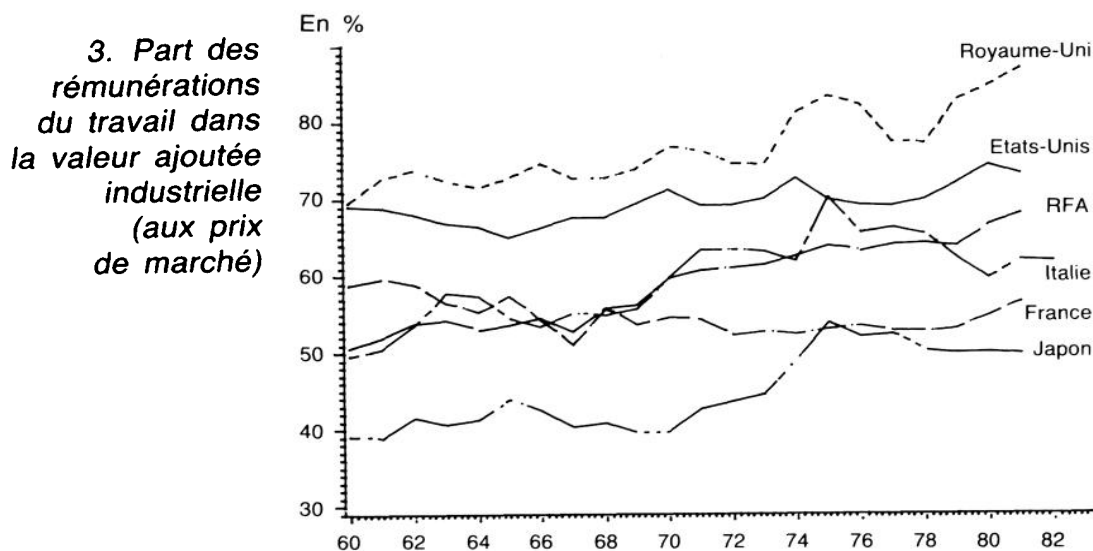
... et dans l'industrie manufacturière

Les données qui concernent l'ensemble de l'économie posent cependant des problèmes fondamentaux d'interprétation, dans la mesure où l'évaluation de la productivité du travail dans les services est le fruit d'une convention purement formelle. On ne dispose de données fiables sur le volume de la valeur ajoutée que pour l'industrie. Afin de faciliter les comparaisons avec les analyses récentes qui traitent de la seule industrie manufacturière, et de disposer d'un ensemble plus homogène, on se limitera à l'étude empirique de la liaison part salariale - emploi dans l'industrie manufacturière.

L'image offerte par le graphique 3 est nettement différente de ce que l'on vient d'observer pour l'ensemble de l'économie. Selon le pays le niveau de la part salariale dans l'industrie manufacturière est supérieur (Etats-Unis, Royaume-Uni) ou inférieur (France, Italie, Japon, RFA ⁽³⁾) à celle de l'ensem-

(3) En RFA, cette hiérarchie s'inverse en 1980.

ble de l'économie. De ce fait le classement des pays s'en trouve profondément altéré : en fin de période (1981) l'éventail s'étend du Japon (50 %) au Royaume-Uni (87 %), ces deux pays ayant échangé leur position extrême respective.



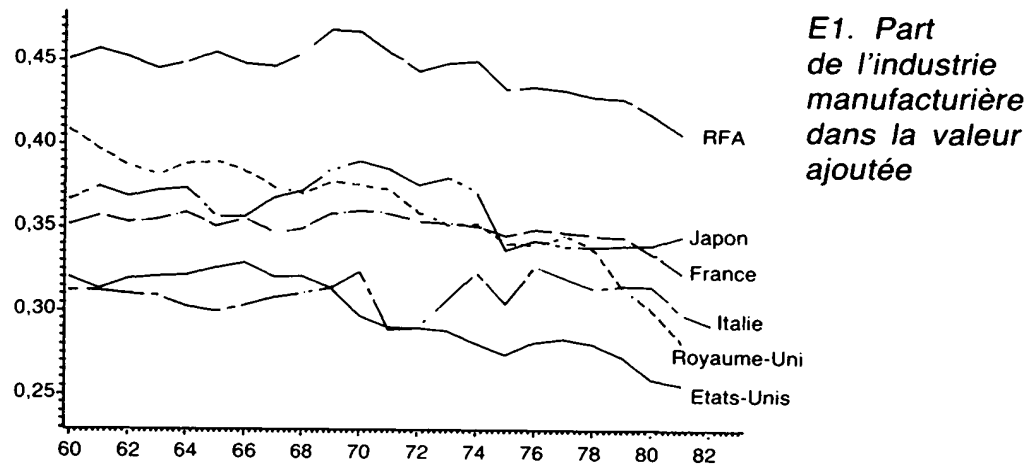
Sources : Rémunérations : BLS, « Underlying Data for Indexes of Output per Hour, Hourly Compensation, and Unit Labor Costs in Manufacturing, Eleven Countries, 1950/1981 », 1982 ; valeur ajoutée industrielle : OCDE, *Comptes Nationaux* ; sauf Italie : *Annuario di Contabilità Nazionale*, Tomo II ; et Banca d'Italia, *Relazione Generale sulla Situazione Economica del Paese* ; et France : INSEE, *Comptes Nationaux Trimestriels*.

Part de l'industrie manufacturière dans les économies Valeur ajoutée et emploi

En ce qui concerne la part du secteur manufacturier dans la valeur ajoutée de l'ensemble de l'économie, les pays considérés présentent des disparités marquées : au début de la période, à un extrême on trouve la RFA, où l'industrie produit 45 % de la valeur ajoutée totale ; à l'autre les Etats-Unis, avec 32 %, et l'Italie (*). Au cours des années soixante cette part s'est légèrement accrue dans tous les pays étudiés, à l'exception du Royaume-Uni, où l'industrie a poursuivi son déclin séculaire. Dans les années soixante-dix au contraire l'importance relative de l'industrie est partout décroissante, les points de retournement de tendance n'étant cependant pas synchrones ; au Japon seul, le retournement correspond précisément au premier choc pétrolier. En revanche la baisse s'est accélérée à la suite du second choc pétrolier dans tous les pays, sauf le Japon. En fin de période la RFA demeure le pays le plus industriel (41 %

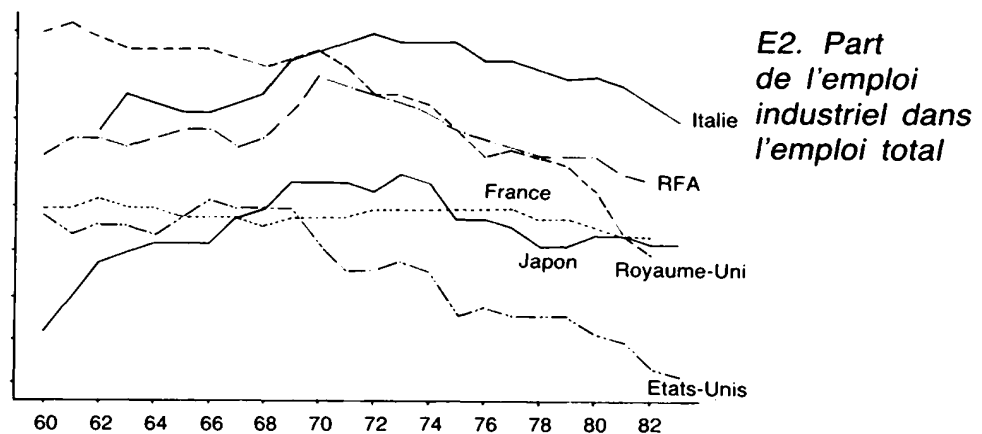
(*) Les données italiennes jusqu'à 1970 ne sont pas directement comparables aux autres ; la nouvelle série, en comptabilité SEC, ne commence qu'en 1971 et n'a pas été rétropolée. Il y a donc rupture de série en 1970.

de la valeur ajoutée), alors que l'industrie américaine ne représente plus que 26 % de la valeur ajoutée. Comparativement la part de l'industrie française n'a que peu varié sur l'ensemble de la période.



Sources : OCDE, Comptes Nationaux, sauf Italie : *Annuario di Contabilità Nazionale*, Tomo II ; et Banca d'Italia, *Relazione Generale Sulla Situazione Economica del Paese*.

En termes d'emploi le poids de l'industrie dans ces pays est encore bien moindre, sauf en Italie. Partout la part de l'emploi industriel dans l'emploi total décline fortement depuis une dizaine d'années, à l'exception de la France où un léger déclin ne se manifeste qu'après 1977. En 1981 l'emploi industriel ne représente que 31 % de l'emploi total en Italie, 28 % en RFA, 25 % en France, au Japon et au Royaume-Uni, et seulement 20 % aux Etats-Unis.



Source : OCDE, *Principaux indicateurs économiques*.

Le profil temporel de la part salariale est beaucoup plus heurté dans l'industrie, reflétant une plus grande sensibilité conjoncturelle de la valeur ajoutée manufacturière. Le plus souvent la croissance de la part salariale a été, en moyenne sur toute la période, plus importante dans l'industrie que dans l'ensemble de l'économie, les rémunérations ayant progressé plus rapidement dans ce secteur. La France fait exception, ce que l'on peut

probablement attribuer à des gains de productivité industrielle plus importants qu'ailleurs ; cette même considération permet de comprendre aussi le quasi-parallélisme des évolutions industrielle et globale au Japon.

Tests de l'effet de la part salariale sur l'emploi

A la lumière des données présentées ci-dessus, il est tentant d'examiner la liaison empirique entre la part salariale et le taux de chômage. Alors qu'une telle démarche est parfois retenue (Sachs, 1983), elle ne nous apparaît pas satisfaisante, car les évolutions du chômage ne reflètent pas nécessairement celles de l'emploi. D'une part le taux de chômage est calculé à partir d'une population active qui varie en fonction des tendances démographiques (Anyadike-Danes et Fitoussi, 1984), des taux d'activité et des politiques de l'« offre de travail » (Baudrillard et Alii, 1982). D'autre part l'emploi industriel et l'emploi total ont connu des évolutions très différentes dans tous les pays : cela ressort clairement de l'examen du graphique E2.

Dans une étude récente Steinherr (1983) procède, pour les mêmes raisons, à l'étude de la relation entre part salariale et emploi. A partir d'une fonction de production CES (élasticité de substitution constante) :

$$V = \gamma [\delta K^c + (1 - \delta) L^c]^{1/c}$$

où V est la production (valeur ajoutée en volume)

K le volume de capital

L la quantité de travail

δ, c sont les coefficients techniques.

En maximisant le profit, on obtient :

$$\hat{S}_L = -c (\hat{V} - \hat{L})$$

où $\hat{}$ est le taux de variation de la part salariale.

Une hausse de salaire réel a sur la part des salaires dans la valeur ajoutée un effet qui dépend de l'élasticité de substitution entre les facteurs. Dans le cas d'une élasticité unitaire, on retrouve l'invariance de la part du salaire typique des fonctions Cobb-Douglas. Si cette élasticité est inférieure à 1, la part des salaires croît avec le salaire réel ; dans le cas contraire, elle décroît. Empiriquement il est malaisé de trancher, tant les estimations de ce paramètre sont variées (voir par exemple : Steinherr, 1983, p. 6, tableau 1).

Pour exprimer la demande de travail en fonction de la part des salaires dans la valeur ajoutée, l'auteur décompose ensuite la croissance de la production selon la formule :

$$\hat{V} = \alpha_L + \alpha_K \hat{K} + (1 - \alpha_K) \hat{L}$$

d'où :

$$\hat{L}_t = a_0 + a_1 \hat{S}_{L_t} + \hat{K}_t$$

avec $a_0 = \alpha_l / \alpha_K$

$a_1 = 1 / c\alpha_K$

Steinherr estime cette équation, où l'emploi total dans le secteur privé est fonction de la part salariale dans l'ensemble de l'économie, en tenant compte d'un ajustement graduel de l'emploi ⁽⁴⁾. Plus précisément les variables explicatives incluent l'emploi retardé, la part salariale, ainsi que des variables représentatives de la demande (encaisses réelles pour la demande intérieure et demande mondiale). L'auteur conclut que la croissance de la part salariale a eu un effet négatif sur l'emploi, alors que le coefficient de cette variable n'est apparemment « significatif » ⁽⁵⁾ que dans deux cas sur huit (Belgique et RFA).

En outre la variable d'emploi retenue n'est pas appropriée dans ce cadre d'hypothèses : la fonction de production relie en effet la production à la quantité de travail employée. Celle-ci dépend de l'emploi et de la durée effective du travail, durée qui a varié considérablement sur la période. Il est donc plus pertinent d'utiliser une mesure du nombre total d'heures travaillées.

Une première impression d'une éventuelle liaison entre l'emploi industriel en heures et la part salariale est fournie par les graphiques 4, où les évolutions des deux variables sont simplement retracées en choisissant pour la part salariale l'échelle qui assure la meilleure adéquation à la série d'emploi. On devrait s'attendre a priori à une corrélation négative (auquel cas l'échelle est inversée). Mais les résultats ne vont pas tous dans ce sens. Aux Etats-Unis et au Japon la seule corrélation apparente est positive, mais non significative (compte tenu de l'autocorrélation du premier ordre des résidus). En Italie la corrélation négative n'est pas significative non plus. En revanche en France, en RFA et au Royaume-Uni, le paramètre estimé est significativement négatif, même si l'on tient compte de l'autocorrélation des résidus.

L'emploi est souvent perçu comme un facteur de production quasi-fixe (Oi, 1962), ce qui peut donner lieu à un ajustement graduel (Brechling, 1975). Cette conception justifie économiquement l'introduction, parmi les variables explicatives, de la variable endogène retardée (Sachs, 1983 ; Steinherr, 1983). Pour éviter les problèmes statistiques inhérents à l'estimation de ce type de relation, la spécification autogressive a été transformée en une moyenne mobile ; les pondérations sont alors d'amplitude exponentiellement décroissante. En pratique, des retards jusqu'au cinquième ordre ont été introduits pour la part salariale. Les résultats de ces régressions sont présentés dans le tableau 1. En aucun cas la structure des pondérations estimées ne correspond à l'hypothèse a priori. Souvent les signes alternent ; parfois l'amplitude des pondérations est croissante.

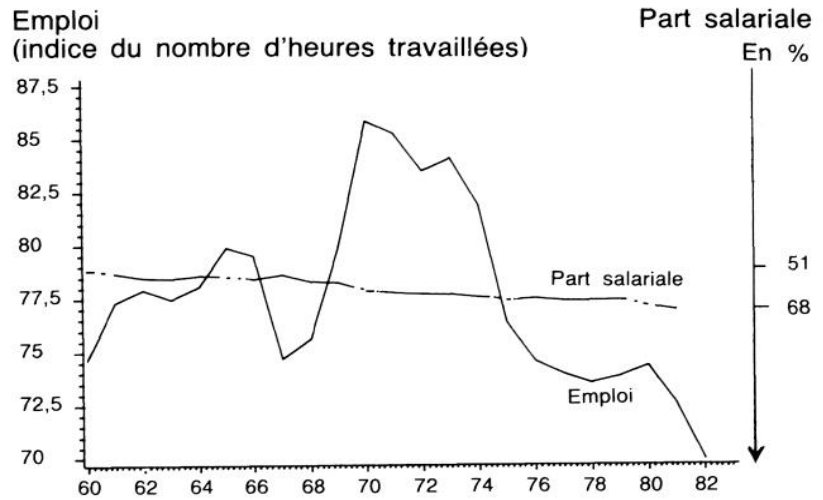
La plupart des coefficients de ces régressions ne sont pas significatifs. Lorsqu'on élimine une à une les variables les moins significatives, les résultats sont peu probants et d'une hétérogénéité remarquable (tableau 2).

(4) Les pays étudiés sont les mêmes que dans la présente étude, plus la Belgique et la Hollande sur la période 1960-1980 avec données annuelles.

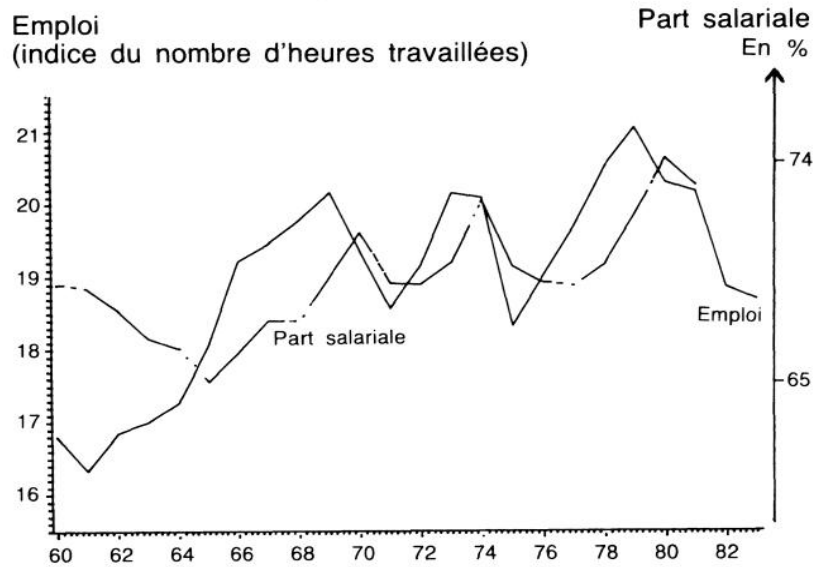
(5) Les tests de significativité ne sont pas corrects, dans la mesure où la présence parmi les variables explicatives de la variable endogène retardée rend les estimateurs des Moindres Carrés Ordinaires non convergents.

4. *Emploi et part salariale dans l'industrie manufacturière*

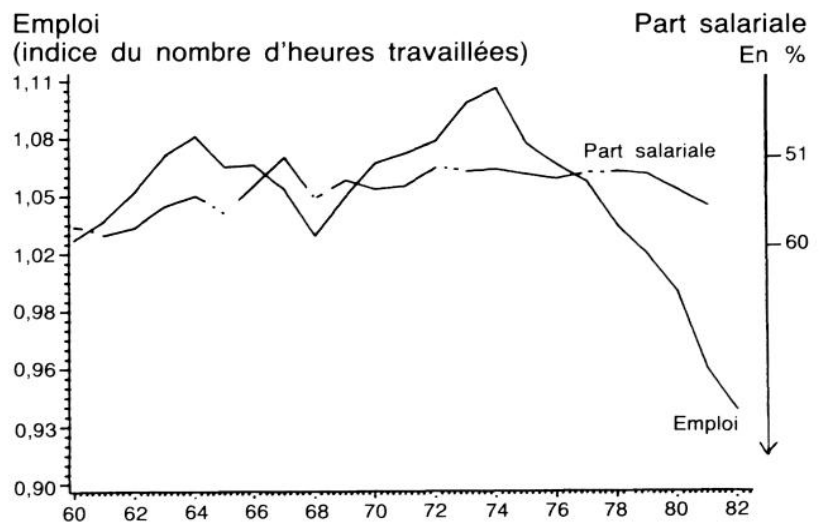
ALLEMAGNE



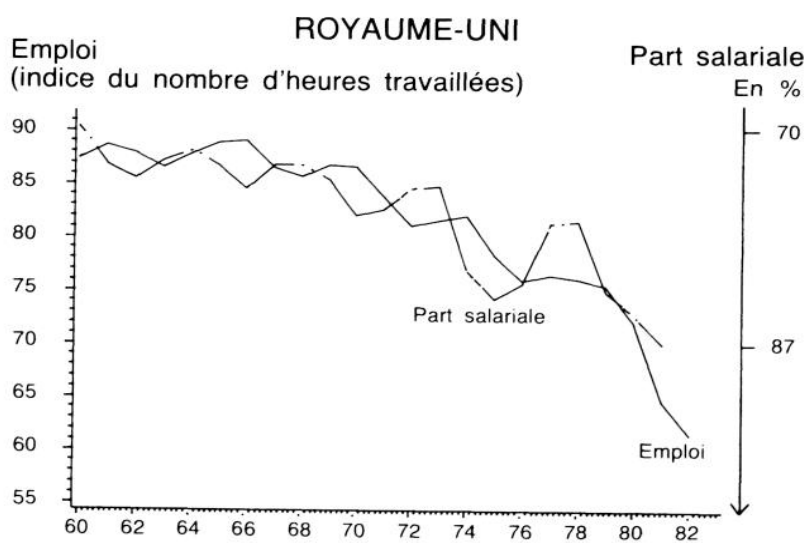
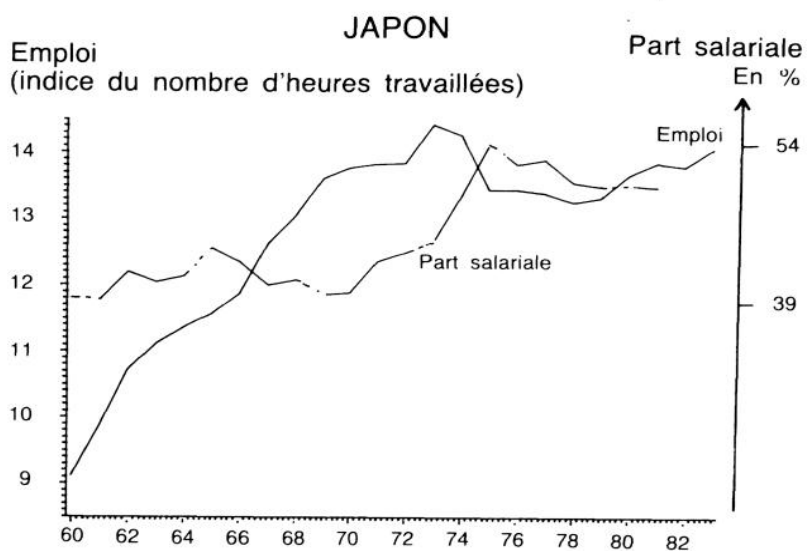
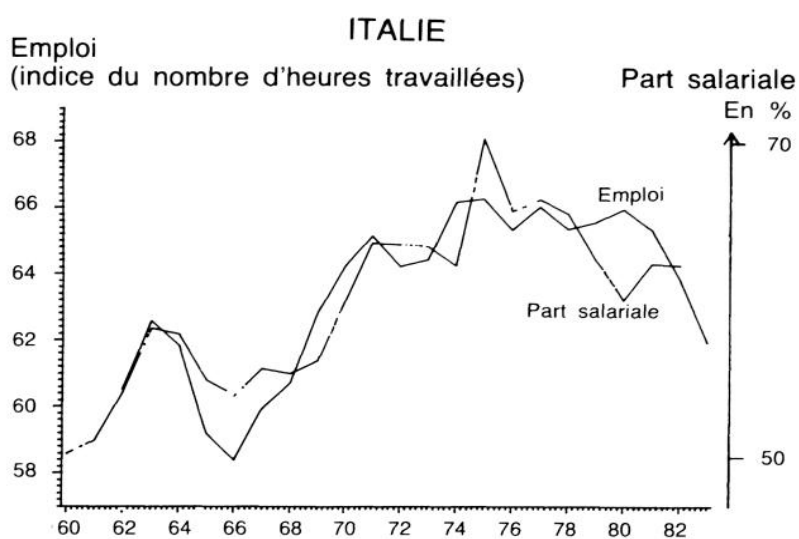
ETATS-UNIS



FRANCE



L'inversion de l'échelle sur certains graphiques reflète l'existence d'une corrélation négative comme il est indiqué au texte



Sources : Emploi : OCDE, *Principaux indicateurs économiques* ; Part salariale : voir Graphique 3.

1. Estimations avec parts salariales retardées *

PAYS	Cste	S	S ₋₁	S ₋₂	S ₋₃	S ₋₄	S ₋₅
Royaume-Uni	413,895	- 1,112 (5,57) (0,040)	- 0,213 (0,11) (0,745)	- 1,497 (5,91) (0,035)	- 0,282 (0,16) (0,695)	0,199 (0,07) (0,798)	- 1,083 (3,15) (0,107)
Allemagne	231,159	0,441 (2,36) (0,156)	- 0,450 (0,39) (0,548)	- 0,055 (0,01) (0,942)	0,034 (0,00) (0,966)	- 1,108 (2,22) (0,168)	- 1,520 (6,23) (0,032)
France	1,478	- 0,013 (4,70) (0,055)	- 0,002 (0,10) (0,755)	- 0,002 (0,06) (0,805)	0,004 (0,44) (0,523)	0,002 (0,07) (0,800)	0,004 (0,39) (0,548)
Italie	132,550	0,005 (0,00) (0,988)	- 0,022 (0,00) (0,958)	- 0,134 (0,12) (0,741)	- 0,181 (0,20) (0,667)	- 0,211 (0,27) (0,612)	0,002 (0,00) (0,996)
Japon	111,660	- 0,120 (0,06) (0,816)	- 0,414 (0,28) (0,608)	0,456 (0,37) (0,559)	- 0,540 (0,58) (0,464)	- 0,178 (0,06) (0,811)	0,608 (1,28) (0,284)
USA	55,411	1,979 (13,01) (0,005)	- 1,870 (6,46) (0,029)	- 0,033 (0,00) (0,968)	0,172 (0,05) (0,833)	0,110 (0,02) (0,892)	0,273 (0,20) (0,667)

2. Estimations avec parts salariales retardées après la dernière élimination *
(derniers coefficients significatifs)

PAYS	Cste	S	S ₋₁	S ₋₂	S ₋₃	S ₋₄	S ₋₅
France	1,053						
Italie	125,95					- 0,44 (8,84) (0,01)	
Japon	118,53		- 0,36 (3,94) (0,07)				
RFA	231,66						- 2,15 (143,58) (0,001)
Royaume-Uni	413,24	- 1,14 (11,58) (0,005)		- 1,77 (65,51) (0,0001)			- 1,07 (7,11) (0,02)
USA	82,07	2,02 (18,18) (0,0008)	- 1,78 (13,54) (0,0025)				

* Entre parenthèses, sous les coefficients, on lit la valeur du F de Fischer et la probabilité correspondante.

Cet ensemble de tests n'est cependant pas entièrement approprié si, comme on peut le penser, les entreprises fondent leurs décisions d'emploi sur une appréciation de la productivité faisant abstraction de ses fluctuations conjoncturelles. Une manière d'obtenir une mesure de la productivité « normale » consiste à diviser la valeur ajoutée courante par un indicateur du taux d'utilisation des capacités de production ⁽⁶⁾. Plus précisément, cet indicateur qui, dans tous les cas, présente une légère tendance à la baisse, a été préalablement corrigé de sa tendance ⁽⁷⁾. Des régressions analogues aux précédentes ont alors été effectuées, sans amélioration des résultats. Dans trois des quatre pays pour lesquels un tel indicateur est utilisable (France, Italie, RFA), les paramètres estimés dans la régression sans retards sont moins significatifs qu'en l'absence de correction. Aux Etats-Unis, le coefficient est plus significativement positif.

De même, l'introduction de cette correction dans les estimations avec retards n'améliore en aucun cas les résultats (voir en annexe : tableaux A1 et A2).

Ecarts de salaires réels et emploi

Au lieu de considérer les seules évolutions de la part salariale, certaines études récentes (CE, 1982 ; OCDE, 1982 ; Sachs, 1983) utilisent le concept d'ESR qui correspond à l'écart entre la part salariale théorique de plein emploi et la part observée.

Une dérivation possible de l'ESR consiste à postuler que la fonction de production est de type Cobb-Douglas avec progrès technique et rendements décroissants :

$$V = e^{\lambda t} L^{\alpha} K^{\beta}$$

Sous l'hypothèse de maximisation du profit, la demande de travail est telle que :

$$\frac{\partial V}{\partial L} = \frac{w}{p} = \alpha \frac{V}{L}$$

Dans ces conditions la croissance dans le temps du salaire réel est égale à la croissance de la productivité moyenne, due au seul progrès technique :

$$\widehat{\left(\frac{w}{p}\right)} = \widehat{\left(\frac{V}{L}\right)} = \lambda$$

Ce taux de croissance correspond par définition à une part salariale inchangée et on vérifie aisément qu'il assure une constance de l'emploi.

Par contre si le salaire réel s'accroît à un taux supérieur à celui du progrès technique (λ), les entreprises qui demeurent sur leur frontière de

(6) Implicitement cette correction suppose une variation procyclique de la productivité observée, ce qui est le cas dans tous les pays sur la période étudiée. Cependant les indications les plus récentes (Nomisma, 1983) semblent mettre en cause cette hypothèse en faisant apparaître une évolution fortement contracyclique de la productivité dans les pays européens.

(7) Pour ce faire on a supposé que la tendance était linéaire. En outre le taux d'utilisation a été normalisé à 1 au maximum.

production vont réagir en diminuant leur demande de travail de façon à augmenter la productivité (à t fixé), maintenant ainsi la part salariale constante.

A un instant donné l'ESR correspond à l'écart entre la part salariale virtuelle, qui résulterait du rapport du taux de salaire réel courant à la productivité de plein emploi, et la part théorique, qui est constante dans une Cobb-Douglas.

$$Wg = \log \left[\left(\frac{w}{p} \right) / \left(\frac{V}{L} \right)_F \right] - \log \alpha$$

Selon cette définition l'ESR à un instant donné est toujours positif ou nul si les entreprises sont en permanence sur leur frontière de production ⁽⁸⁾.

La mesure empirique d'un tel concept inclut nécessairement une part d'arbitraire, puisque la productivité de plein-emploi n'est pas observable et que les entreprises ne sont pas toujours sur leur frontière de production. Après avoir construit cette variable, Sachs teste, pour chaque pays (Canada, Etats-Unis, France, Japon, RFA et Royaume-Uni), une équation qui explique le taux de chômage dans l'ensemble de l'économie, par le taux de chômage retardé, plusieurs tendances, l'ESR dans l'industrie manufacturière — retardé d'une période — et éventuellement les encaisses réelles. Il conclut à la présence d'un effet significativement positif de l'ESR sur le taux de chômage dans tous les pays sauf les Etats-Unis. Cependant ses résultats, comme ceux de Steinherr, sont très contestables d'un simple point de vue statistique.

On a supposé, à la suite de Sachs, que la productivité de plein emploi évoluait régulièrement ⁽⁹⁾. Sous l'hypothèse de rendements décroissants, la productivité potentielle (corrigée des variations cycliques) doit atteindre son minimum en plein emploi. Concrètement on a donc, dans un premier temps, corrigé la productivité observée par le taux d'utilisation ⁽¹⁰⁾, pour obtenir une mesure de la productivité potentielle. Dans un deuxième temps la productivité virtuelle de plein emploi a été obtenue en reliant les creux de la productivité potentielle ⁽¹¹⁾.

C'est par cet indicateur que l'on a divisé le coût réel du travail (coût horaire de la main-d'œuvre divisé par le prix implicite de la valeur ajoutée) pour obtenir une mesure de l'ESR. Nous avons alors testé la relation : $L = f(\text{Log ESR})$.

(8) L'hypothèse d'une fonction de production Cobb-Douglas permet une liaison théorique simple entre les taux de croissance. Elle n'est pas essentielle au concept d'ESR : il est toujours possible de définir un ESR à un instant donné, pourvu que la fonction de production soit à rendements d'échelle non croissants.

(9) Alors que Sachs suppose une croissance exponentielle, on a opté ici pour une croissance linéaire, ce qui est en pratique est quasiment équivalent.

(10) Cette correction suppose implicitement des rendements constants, au moins jusqu'au point de pleine utilisation des capacités.

(11) Cette méthode permet d'obtenir un ESR toujours positif ou nul, en accord avec la théorie. Elle conduit à sélectionner des années de creux différentes selon les pays, contrairement à l'hypothèse de Sachs. (Etats-Unis : 1960, 1966 et 1979 ; France : 1963, 1973 et 1980 ; Italie : 1970 et 1979 ; RFA : 1961, 1970 et 1979).

Les résultats des estimations ⁽¹²⁾ sont, comme les précédents, peu favorables à l'hypothèse étudiée. Dans le cas où la seule variable explicative est l'ESR courant, deux pays (Etats-Unis et France) ont des coefficients positifs très significatifs, alors que les coefficients négatifs de l'Italie et de la RFA ne sont pas significatifs, compte tenu de l'autocorrélation des résidus.

Comme dans le cas de la part salariale, et pour les mêmes raisons, des retards ont ensuite été introduits sur la variable explicative. Encore une fois, les résultats empiriques (tableaux 3 et 4) ne sont pas concluants.

3. Estimations avec ESR retardés ^{(1) *}

PAYS	Cste	Wg	Wg ₋₁	Wg ₋₂	Wg ₋₃	Wg ₋₄	Wg ₋₅
Etats-Unis (1960-1979) . . .	122,024	105,804 (2,21) (0,175)	- 82,860 (0,86) (0,381)	- 89,988 (0,85) (0,383)	10,080 (0,01) (0,917)	11,605 (0,02) (0,899)	48,916 (0,74) (0,414)
France (1963-1980)	2,308	0,006 (0,00) (0,972)	0,256 (0,63) (0,459)	- 0,094 (0,07) (0,801)	0,063 (0,03) (0,864)	0,197 (0,39) (0,557)	- 0,226 (0,77) (0,413)
Allemagne (1961-1979) . . .	- 362,682	61,241 (2,16) (0,185)	50,128 (0,95) (0,362)	- 42,745 (0,72) (0,425)	- 16,207 (0,10) (0,761)	- 6,221 (0,02) (0,902)	- 122,120 (10,42) (0,115)

(1) L'Italie a été exclue en raison du nombre trop faible d'observations.

* Entre parenthèses, sous les coefficients, on lit la valeur du F de Fischer et la probabilité correspondante.

4. Estimations avec ESR retardés après la dernière élimination

PAYS	Cste	Wg	Wg ₋₁	Wg ₋₂	Wg ₋₃	Wg ₋₄	Wg ₋₅
Etats-Unis (1960-1979) . . .	- 137,414			- 115,060 (5,79) (0,033)			76,565 (8,04) (0,015)
France (1963-1980)	2,765		0,276 (49,94) (0,0001)				
Allemagne (1961-1979) . . .	- 386,631	64,293 (8,06) (0,016)					- 144,121 (71,32) (0,0001)

(12) Etats-Unis, France, Italie et RFA sont les seuls pays pour lesquels on dispose d'un taux d'utilisation des capacités de production.

Reconsidération de certains aspects de la théorie de l'ESR

L'impression générale qui se dégage de l'ensemble des résultats empiriques est fort éloignée des conclusions des travaux récents. Ils sont d'une hétérogénéité remarquable, mais tendent globalement à nier le caractère prépondérant de l'influence de la part salariale ou de l'ESR sur l'évolution de l'emploi. Il est clair que les régressions effectuées ne sont que partielles et que l'introduction de variables explicatives additionnelles modifierait à coup sûr les estimations. Une telle procédure n'est toutefois justifiable que pour autant que ces variables sont compatibles avec les hypothèses sous-jacentes à la théorie de l'ESR.

L'approche néoclassique qui sous-tend la théorie de l'ESR dérive la demande de travail de la maximisation libre du profit sous les principales hypothèses suivantes :

a) L'entreprise opère en régime de concurrence parfaite. Ceci implique en particulier qu'elle ne fixe pas le prix de sa production et prenne pour données les prix de ses inputs et de son produit.

b) Les rendements d'échelle sont décroissants.

c) Aux prix de marché la firme peut vendre n'importe quelle quantité de produit et se procurer les quantités de facteur qu'elle désire.

d) Le comportement de l'ensemble des firmes peut être assimilé à celui de la firme représentative. Ceci suppose d'une part que la fonction de production est linéaire avec les mêmes coefficients pour toutes les firmes, ou que la distribution des produits et des facteurs entre les différentes entreprises est identique ; d'autre part que l'on peut agréger les quantités des différents produits et des facteurs, c'est-à-dire que la structure des prix relatifs est invariante.

Dans ces conditions la maximisation du profit aboutit à une fonction de demande de travail de la firme qui dépend de tous les prix et du progrès technique croissant avec le temps.

Une variation des prix relatifs entraîne un effet de substitution entre le travail et les autres facteurs, et un effet de rentabilité.

Les effets de substitution

Si le prix relatif du travail par rapport au capital augmente, il s'en suit une baisse de la demande de travail et une hausse de la demande de capital. De ce point de vue l'ESR, qui ne prend pas en considération le coût du capital, est une mesure insuffisante : son accroissement ne permet pas de retracer un effet de substitution.

Ce raisonnement, valide au niveau de l'entreprise sous les hypothèses précédemment énumérées, n'est pas généralisable tel quel à l'ensemble de l'économie. L'investissement additionnel correspondant à cet effet de substitution va en effet se traduire par une augmentation de la demande de biens d'équipement, et donc en particulier de la demande de travail de la part de ce secteur (en économie fermée). Même dans ce cas de substitution pure, l'effet macroéconomique sur l'emploi est a priori ambigu.

Rendements d'échelle et demande de travail

Pour analyser les problèmes liés aux rendements d'échelle on fera abstraction des effets de substitution traités précédemment en ne considérant qu'un seul facteur de production : le travail. La demande de travail ne dépend alors que du salaire réel, qui à l'optimum doit être égal à la production marginale.

Si les rendements sont décroissants, une hausse du salaire réel rend la production marginale non rentable. Il existe alors un niveau de production inférieur où la productivité est plus grande, ce qui permet à l'entreprise de s'accommoder d'un salaire réel plus élevé. Ce mécanisme est au cœur de l'idée selon laquelle la demande de travail évolue régulièrement avec le salaire réel. L'hypothèse des rendements décroissants est évidemment cruciale, ce qui apparaît clairement à l'analyse des hypothèses alternatives.

Si les rendements sont constants et que le salaire réel augmente, de deux choses l'une : si le salaire réel était initialement le salaire d'équilibre walrasien, l'entreprise cesse son activité, le profit unitaire étant devenu négatif ; si le salaire initial était inférieur à ce taux d'équilibre et qu'il le demeure après augmentation, ni l'emploi ni la production ne sont modifiés⁽¹³⁾. L'ESR correspond alors soit à un taux de chômage nul, soit à un taux de chômage égal à l'unité.

Dans l'hypothèse de rendements d'échelle croissants, les effets d'une hausse du taux de salaire réel sont tout autres. Si la productivité marginale est toujours croissante, une hausse du salaire réel ne peut modifier le comportement des entreprises qui ont intérêt à produire le plus possible. Des rendements d'échelle croissants peuvent aussi apparaître lorsque la productivité marginale est constante et qu'il existe un coût fixe de production. Dans ce cas, si le salaire réel devient supérieur ou égal à la production marginale, tout emploi est supprimé. En deçà une hausse de salaire réel n'a pas d'effet sur la demande de travail pour les mêmes raisons que dans l'hypothèse des rendements constants.

Lorsque les rendements ne sont pas décroissants, la demande de travail ne connaît pas de limite en général. L'entreprise est alors inéluctablement contrainte par ses débouchés, et une hausse des salaires réels, du moins jusqu'au seuil de rentabilité, ne peut avoir pour effet que d'augmenter la demande (Weitzman, 1982) sans diminuer l'offre.

Empiriquement la nature des rendements d'échelle au niveau macro-économique est mal connue. En général les modèles néoclassiques postulent des rendements décroissants, seuls à même de fournir des résultats non-dégénérés lorsque l'entreprise n'est pas contrainte sur ses débouchés.

L'hypothèse de rendements d'échelle décroissants est cependant peu plausible. Si tous les facteurs sont pris en compte dans la fonction de production de l'entreprise, l'existence de rendements décroissants impliquerait que toute augmentation de la production s'accompagnerait d'un accroissement du nombre de firmes. Par le même raisonnement, il est aisé de comprendre

(13) Ils sont dans ce cas contraints par la demande, le désir de l'entreprise étant de produire autant que possible.

que l'hypothèse des rendements décroissants nie la possibilité d'un chômage involontaire : en effet, chaque individu est alors à même de produire, à lui seul, d'une manière plus efficiente que la firme (Weitzman, 1982).

Conclusion

L'hétérogénéité des résultats empiriques et leur caractère plutôt négatif s'accordent mal avec l'insistance de nombreux analystes à regarder l'évolution récente de la part salariale ou de l'ESR comme le déterminant majeur de la situation de l'emploi. La fragilité et les ambiguïtés de la construction théorique qui établit cette liaison expliquent une partie des difficultés rencontrées lorsque l'on cherche à la vérifier empiriquement.

L'inadéquation d'une telle explication provient sans doute de la difficulté d'isoler les effets d'un facteur dans un phénomène dont les déterminants sont multiples. L'approche en termes d'ESR ou de part salariale est fondée sur une analyse partielle qui néglige toutes les interactions économiques entre l'offre et la demande. En ce sens, elle ne peut être considérée comme une représentation adéquate de la théorie du chômage classique. Effectués sur données agrégées, les tests empiriques cherchent à identifier la nature globale du chômage, alors que la cause de l'insuffisance de l'emploi n'est probablement pas unique. Enfin la démarche adoptée, en se plaçant essentiellement dans le cadre d'une économie fermée, ignore les comparaisons internationales de coûts, négligeant ainsi d'éventuels effets liés à la compétitivité.

ANNEXE

A1. Estimations avec parts salariales corrigées retardées

PAYS	Cste	s^u	s^u_{-1}	s^u_{-2}	s^u_{-3}	s^u_{-4}	s^u_{-5}
USA	- 11,440	1,194 (52,88) (0,000)	0,105 (0,37) (0,558)	0,061 (0,12) (0,735)	0,081 (0,18) (0,682)	0,201 (1,37) (0,269)	0,099 (0,42) (0,532)
France	- 0,230	0,000 (0,00) (0,990)	0,004 (0,71) (0,426)	0,004 (0,54) (0,486)	0,006 (1,34) (0,284)	0,005 (1,00) (0,351)	0,006 (1,62) (0,244)
Italie	93,863	- 0,395 (0,35) (0,614)	1,324 (4,70) (0,162)	0,742 (1,54) (0,340)	- 0,470 (0,17) (0,719)	- 1,001 (0,84) (0,457)	- 0,145 (0,05) (0,850)
Allemagne	219,117	0,277 (0,37) (0,558)	0,036 (0,00) (0,953)	- 0,608 (1,03) (0,334)	- 0,275 (0,21) (0,656)	- 0,259 (0,19) (0,673)	- 1,240 (7,26) (0,023)

A2. Estimations avec parts salariales corrigées retardées
après la dernière élimination

PAYS	Cste	s^u	s^u_{-1}	s^u_{-2}	s^u_{-3}	s^u_{-4}	s^u_{-5}
Allemagne	220,69			- 0,66 (5,25) (0,04)			- 1,42 (23,91) (0,0002)
France	1,05						
Italie	81,63		1,42 (9,98) (0,02)			- 1,16 (6,03) (0,05)	
USA	23,27	1,19 (74,71) (0,0001)					

Références bibliographiques

- ANYADIKE-DANES M. (1984), « *French Corporate Investment and its Financing* », manuscrit, OFCE, Paris, mai.
- ANYADIKE-DANES M. et FITOUSSI J.P. (1984), « Dimension du problème de l'emploi en Europe et aux Etats-Unis », *Observation et Diagnostics Economiques*, Lettre de l'OFCE, n° 12, 22 février.
- ARTIS M. et FITOUSSI J.P. (1979), *Investment and Employment : a Review*, Study n° 78/40 for the Commission of the European Communities, Brussels.
- ARTUS P., LAROQUE G. et MICHEL G. (1982), *Estimation of a Quarterly Macroeconomic Model with Quantity Rationing*, note INSEE, Paris.
- BAUDRILLART et ALII (1982), *Comptes de l'emploi*, Paris : Documentation Française.
- BRECHLING F.P.R. (1975), *Investment and Employment Decisions*, Manchester : Manchester University Press.
- CE (1982), *Report of the Economic Policy Committee to the Council on Real Labour Costs, Profitability and Employment*, Communautés Européennes, Bruxelles, 25 octobre.
- KRUGMAN P. (1982), « The Real Wage Gap and Employment », *Annales de l'INSEE*, n° 47-48.
- LE CHACHEUX J. et SZPIRO D. (1983), « Salaires et coût du travail dans l'industrie : une comparaison internationale », *Observations et Diagnostics Economiques*, Lettre de l'OFCE, n° 10, 28 décembre.
- MALINVAUD E. (1980), *Réexamen de la théorie du chômage*, Paris : Calman-Lévy.
- MALINVAUD E. (1983), *Essais sur la théorie du chômage*, Paris : Calman-Lévy.
- NOMISMA (1983), *Produttività e Competitività*, Rapporto Semestrale di Analisi e Documentazione, Bologna, novembre.
- OCDE (1982), *Real Wages and Employment*, DES/WP1/EM (82)2, Paris.
- OCDE (1983), *Statistiques des recettes publiques*, Paris.
- OI W.Y. (1962), « Labor as a Quasi-Fixed Factor », *Journal of Political Economy*, 70.
- SACHS J.D. (1983), « Real Wages and Unemployment in the OCDE Countries », *Brookings Papers on Economic Activity*, n° 1.
- STEINHERR A. (1983), « Income Distribution and Employment in the European Communities », *Economic Papers*, n° 23, Commission of the European Communities, Bruxelles, décembre.
- WEITZMAN M.L. (1982), « Increasing Returns and the Foundations of Unemployment Theory », *Economic Journal*, 92, décembre.