

# La part des salaires dans la valeur ajoutée en France : une approche macroéconomique

Céline Prigent

\*

La valeur ajoutée représente la richesse engendrée au cours du processus de production par la mise en œuvre des facteurs de production, notamment le travail et le capital. Or, le partage de cette richesse entre salaires et rémunération du capital a fortement fluctué en France depuis la fin des années 60. Après avoir sensiblement augmenté à la suite des accords de Grenelle en 1968 et des chocs pétroliers de la décennie 70, la part des revenus du travail a reculé au cours des années 80. Elle a retrouvé, depuis le début des années 90, un niveau proche de celui du début de la décennie 60.

Une première décomposition purement comptable met en évidence le rôle des chocs pétroliers, au travers de la déformation des termes de l'échange. Par ailleurs, une analyse théorique de ce processus suggère l'influence possible des coûts relatifs des facteurs (capital et travail), et donc, *in fine*, du taux d'intérêt réel.

Même si les résultats économétriques n'apportent pas tous une réponse tranchée, ils ne paraissent pas en contradiction avec cette analyse théorique : les chocs de termes de l'échange auraient poussé à la hausse la part des salaires dans la valeur ajoutée en 1974 et au début des années 80 et à la baisse au milieu de cette décennie. Dans une moindre mesure, les chocs de taux d'intérêt l'auraient également poussée à la baisse pendant les années 80. En outre, l'analyse économétrique met en évidence l'influence de la conjoncture, les phases de forte croissance

\* Céline Prigent appartient à la division Croissance et politiques macroéconomiques de l'Insee. L'auteur tient à remercier pour leurs remarques et suggestions E. Dubois, S. Grégoir, G. Laroque, F. Maurel, G. de Monchy, B. Salanié et D. Temam, ainsi que L. Fauvet pour son aide précieuse dans la construction des données.

Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

La valeur ajoutée représente la richesse engendrée au cours du processus de production par la mise en œuvre des facteurs de production, notamment le travail et le capital. Le partage de cette richesse entre ces facteurs de production résulte de multiples interactions des agents et de leurs réactions aux chocs qui affectent l'économie. Ainsi, l'organisation de la production, l'intégration du progrès technique ou les modalités de rémunération du travail face, par exemple, aux chocs pétroliers doivent

concourir à l'évolution du partage des salaires dans la valeur ajoutée.

## De fortes fluctuations sur les 30 dernières années...

On retient en général de l'évolution de la part des salaires dans la valeur ajoutée sa forte décline depuis le début des années 80.

Cependant, cette vision n'est que partielle : cette forte baisse a été précédée, à la fin des années 60 et au cours de la décennie 70, par une augmentation tout aussi importante.

### ... mais un niveau aujourd'hui proche de celui des années 60

Sur le champ des seules sociétés privées (sociétés et quasi-sociétés - SQS - hors grandes entreprises nationales - GEN -), ces fluctuations ont été de l'ordre de 10 points sur les trente dernières années (cf. graphique I). De 1959 à 1968, la part des salaires dans la valeur ajoutée a oscillé entre 58 % et 60 %. Ont ensuite suivi trois phases de hausse : en 1968, à la suite des accords de

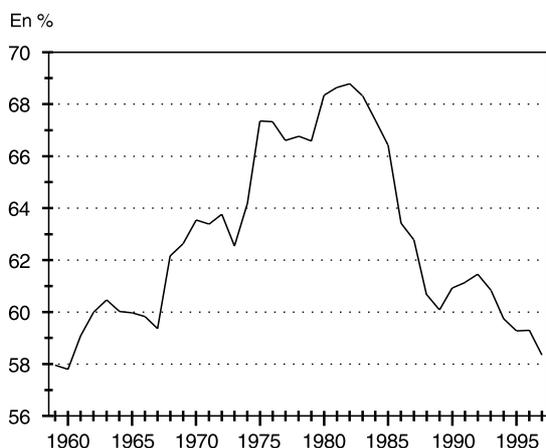
Grenelle, en 1974-1975 et 1980 après les deux chocs pétroliers. Ce n'est que dans la première moitié de la décennie 80 que cette tendance s'inverse : la baisse se poursuit alors sur une dizaine d'années. Au total, après être restée à un niveau supérieur à 65 % pendant une dizaine d'années (de 1975 à 1985), la part des salaires dans la valeur ajoutée a retrouvé, au début de la décennie 90, un niveau proche de celui du début des années 60.

### Un constat empirique indépendant du champ d'étude

Pour mesurer l'évolution de la part des salaires dans la valeur ajoutée, le champ d'étude le plus approprié paraît être celui des seules sociétés du secteur privé, c'est-à-dire hors entrepreneurs individuels dont le traitement statistique pose problème, et hors GEN, dans la mesure où les prix y sont administrés. On exclut également les institutions financières et les entreprises d'assurance, dont les notions de production, et par contrecoup de valeur ajoutée, ont un sens très différent de celui qu'elles ont dans les entreprises non financières.

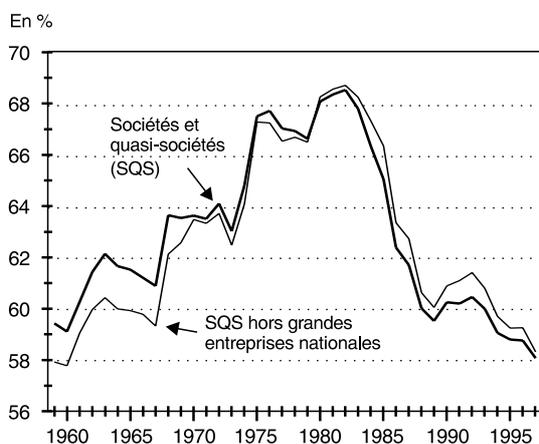
Cependant, le mouvement général se retrouve à peu près, quel que soit le champ d'étude. Ainsi, l'introduction des grandes entreprises nationales ne modifie pas significativement la forme de la courbe (cf. graphique II). Celle des entrepreneurs individuels impose, elle, un traitement spécifique. En effet, la majeure partie de leur valeur ajoutée est comptabilisée en excédent brut d'exploitation des entreprises. Ce dernier

Graphique I  
Part des salaires dans la valeur ajoutée



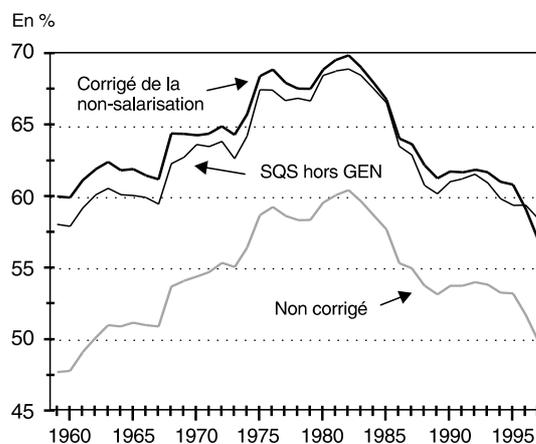
Champ : sociétés et quasi-sociétés hors grandes entreprises nationales.  
Source : Comptabilité nationale, Insee.

Graphique II  
Part des salaires dans la valeur ajoutée



Source : Comptabilité nationale, Insee.

Graphique III  
Part des salaires dans la valeur ajoutée



Champ : sociétés, quasi-sociétés et entreprises individuelles hors agriculture.  
Source : Comptabilité nationale, Insee.

contient une grande partie de la rémunération qu'ils consacrent à leur activité productive. La part des salaires dans la valeur ajoutée est donc plus faible, lorsque l'on étend le champ aux entrepreneurs individuels (EI) (cf. graphique III). Par ailleurs, l'écart des séries avec et sans entrepreneurs individuels se comble sur la période d'étude, traduisant la tendance à la baisse de la part de cette catégorie dans l'emploi total depuis la fin de la Seconde guerre mondiale.

Néanmoins, pour des raisons de disponibilité statistique, on sera parfois contraint de raisonner sur un champ plus large que les seules sociétés privées, et englobant les entrepreneurs individuels (en excluant le secteur de l'agriculture, dont les entrepreneurs individuels ont un profil très différent, en terme de rémunération du facteur travail, de celui des salariés du secteur marchand non financier). Pour analyser la part des salaires sur ce champ, une correction, dite « pour salarisation croissante », doit donc être apportée. Elle consiste à réaffecter conventionnellement un revenu du travail aux entrepreneurs individuels, basé sur le salaire moyen des salariés (cf. encadré 1). Cette correction a pour résultat d'augmenter la part des salaires dans la valeur ajoutée sur le champ SQS-EI non agricoles, par rapport à celle calculée sur les séries brutes, et de la ramener à des niveaux très comparables à ceux des champs SQS et SQS hors GEN. Elle rend ainsi plus apparent son retour, au début des années 90, vers les niveaux des années 60.

Un examen visuel de l'évolution de la valeur ajoutée en France permet de fournir un premier diagnostic, quant aux déterminants de la part des salaires dans la valeur ajoutée : les deux premiers chocs pétroliers s'accompagnent d'un fort mouvement à la hausse, qui ne se compense intégralement que lors de la longue phase de baisse de la décennie 80, reflet tant du contrechoc pétrolier que de la politique de désinflation compétitive (cf. graphiques I à III). Depuis le début de la décennie 90, quels que soient les champs étudiés, la part des salaires dans la valeur ajoutée est à peu près stabilisée, à un niveau très proche de celui du début des années 60.

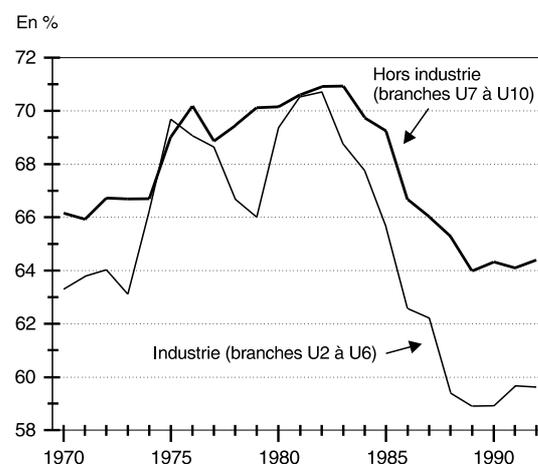
Si on raisonne au coût des facteurs, le taux de marge, c'est-à-dire la rémunération du facteur capital, est l'exact complémentaire à 100 % de la part des salaires dans la valeur ajoutée (cf. encadré 1). Lorsque, comme c'était le cas jusqu'à maintenant, on raisonne au prix de marché, il faut ajouter aux rémunérations de ces

deux facteurs les impôts à la production nets des subventions pour obtenir la valeur ajoutée. Néanmoins, que le taux de marge soit calculé au prix de marché ou au coût des facteurs, son profil sur les 30 dernières années présente des évolutions opposées à celles de la part des salaires : il a ainsi fortement décliné dans le courant des années 70, et n'a recommencé à croître que dans la décennie 80, pour se stabiliser au début des années 90.

### Des fluctuations plus amples dans l'industrie que dans les services

Les fluctuations du partage de la valeur ajoutée ont été plus grandes dans l'industrie. De plus, la baisse de la part des salaires dans la valeur ajoutée s'y est poursuivie au cours du dernier cycle, contrairement à ce qui apparaît dans le secteur non industriel (cf. graphique IV). Cependant, une certaine prudence est de mise dans l'interprétation de ces évolutions infra-sectorielles. En effet, au travers du mouvement d'externalisation d'une partie des activités des branches manufacturières vers celles des services depuis le début des années 80, les entreprises du secteur industriel ont progressivement sous-traité un certain nombre de leurs activités annexes (nettoyage, gardiennage, comptabilité, etc.). Or ces activités, relativement intensives en travail, se caractérisent par une part des salaires dans la valeur ajoutée plutôt supérieure à la valeur

Graphique IV  
Part des salaires dans la valeur ajoutée par branche\*



\* On ne dispose pas des données permettant de calculer la part des salaires à ce niveau de désagrégation au-delà de 1992.

Champ : activité productive hors agriculture, services financiers et services non marchands.

Source : Comptabilité nationale, Insee.

moyenne dans l'économie. Il est toutefois très difficile, à l'aide de ces seuls chiffres agrégés, de distinguer, dans l'évolution du partage de la valeur ajoutée de chaque secteur, ce qui est dû à ses évolutions propres et ce qui est la conséquence de ce phénomène d'externalisation.

L'évolution différenciée de ces deux secteurs n'est pas, pour autant, un facteur important d'explication des fluctuations de la part des salaires dans la valeur ajoutée au niveau agrégé, même si leur poids relatif a beaucoup évolué depuis trente ans (la part des services dans la

valeur ajoutée du secteur marchand non agricole non financier est passée de 54 % en 1970 à 65 % en 1997). Une décomposition comptable de l'évolution de la part des salaires, au niveau agrégé, en deux termes, d'un côté, la part imputable aux changements de structure de la valeur ajoutée, et de l'autre, celle due aux modifications de la part des salaires propres à chaque secteur, montre que les effets de structure sont négligeables. Le basculement d'une partie de la valeur ajoutée vers le secteur des services n'a pas généré, à lui seul, d'évolution de la part des salaires dans l'économie prise dans sa totalité.

#### Encadré 1

### LE PARTAGE DE LA VALEUR AJOUTÉE ET LES SOURCES DE COMPTABILITÉ NATIONALE

La valeur ajoutée au prix du marché se décompose en trois termes : une première part est consacrée au paiement des impôts nets, à savoir les impôts dits « liés à la production et à l'importation » moins les subventions d'exploitation touchées par les firmes. La deuxième rémunère le facteur travail, tel qu'il est payé par les entreprises, et comprend donc les salaires nets ainsi que les cotisations sociales. La troisième part, le taux de marge, se déduit par solde, et correspond à la rémunération du facteur capital (Cette et Mahfouz, 1996).

Les données utilisées, issues du compte d'exploitation des sociétés et quasi-sociétés, sont :

- R10 : la masse salariale
- $R10 \times \frac{\text{effectif total}}{\text{effectif salarié}}$  : la masse salariale une fois effectuée la correction dite « pour salarisation croissante ». Cette correction consiste à réattribuer aux non-salariés un salaire fictif estimé par le salaire moyen des salariés du champ d'étude, dans la mesure où, dans les données de la Comptabilité nationale, une majeure partie de la rémunération du travail des entrepreneurs individuels est comptabilisée en excédent brut d'exploitation.
- R20 : les impôts liés à la production et à l'importation.
- R31 : les subventions d'exploitation
- N2 : l'excédent brut d'exploitation

La valeur ajoutée au prix de marché, N1, est obtenue comptablement par :

$$N1 = \left( R10 \times \frac{\text{effectif total}}{\text{effectif salarié}} \right) + \left( N2 - R10 \times \frac{\text{effectif non salarié}}{\text{effectif salarié}} \right) + (R20 - R31)$$

Par ailleurs, pour calculer la **part des salaires dans la valeur ajoutée**, il est nécessaire de tenir compte du développement des mesures d'aide à l'emploi sous forme d'allègements des charges sociales et de primes à l'embauche, en particulier sur les bas salaires. Ces sommes sont, en effet, enregistrées, en base 80 de la Comptabilité nationale, en subventions d'exploitation (R3122 : subventions sur rémunérations) et non directement en allègements des charges salariales, alors qu'elles ont bien pour effet de diminuer le coût du travail dans le processus de production. Il convient donc de les soustraire de la rémunération du travail dans le calcul de la part des salaires dans la valeur ajoutée.

On obtient alors la part des salaires dans la valeur ajoutée au prix de marché, corrigée de la non-salarisation,  $\alpha$  :

$$\alpha = \frac{\left( R10 \times \frac{\text{effectif total}}{\text{effectif salarié}} \right) - R3122}{N1}$$

On peut également raisonner au coût des facteurs (1), c'est-à-dire sur la valeur ajoutée impôts exclus. Dans ce cas, il faut retirer les impôts nets de la valeur ajoutée au prix de marché. La valeur ajoutée au coût des facteurs est égale à  $(N1 - (R20 - R31))$ . La part des salaires dans la valeur ajoutée au coût des facteurs est alors :

$$\alpha = \frac{\left( R10 \times \frac{\text{effectif total}}{\text{effectif salarié}} \right) - R3122}{N1 - R20 + R31}$$

Ce n'est que dans un calcul au coût des facteurs que le taux de marge (rémunération du facteur capital) est le strict complémentaire à 1 de la part des salaires.

1. Ce qui n'a pas été retenu ici, mais le constat général présenté ne s'en trouve pas significativement modifié.

En effet, d'une part, la différence entre les niveaux des parts des salaires dans l'industrie et dans les services ne dépasse jamais 5 points sur la période : une modification de 10 points du poids des services dans la valeur ajoutée ne peut induire une hausse de la part des salaires dans l'ensemble de l'économie de plus d'un demi point. D'autre part, l'évolution de la structure de la valeur ajoutée, même si elle conduit sur la totalité de la période à une hausse de 10 points du poids des services dans l'économie, ne se

fait que lentement, la variation moyenne de ce poids des services étant de l'ordre d'un demi point par an.

### L'effet des politiques de l'emploi depuis 1993

Depuis 1993, les exonérations de charges sociales et les aides à l'embauche accordées aux firmes ont fortement progressé (cf. tableau 1). Elles intègrent, en particulier, les allègements de charges sociales sur les bas salaires, mais également les dispositifs concernant les contrats de qualification et les aides à l'embauche des apprentis ou des chômeurs de longue durée. L'ensemble de ces mesures induit une moindre évolution de la rémunération du facteur travail, qui se retrouve dans le partage de la valeur ajoutée. Ainsi, depuis 1993, la part des salaires dans la valeur ajoutée, qui intègre les cotisations sociales, semble être à nouveau légèrement inscrite à la baisse : elle était de 61 % en 1993 et s'établit à 58 % en 1997 (1). Le mouvement de baisse est cependant moins accentué que pendant la décennie 80. De plus, si on ne prend pas en compte ces subventions sur rémunérations, la part s'est stabilisée autour d'une valeur de 60 % sur l'ensemble des années 90 (cf. graphique V).

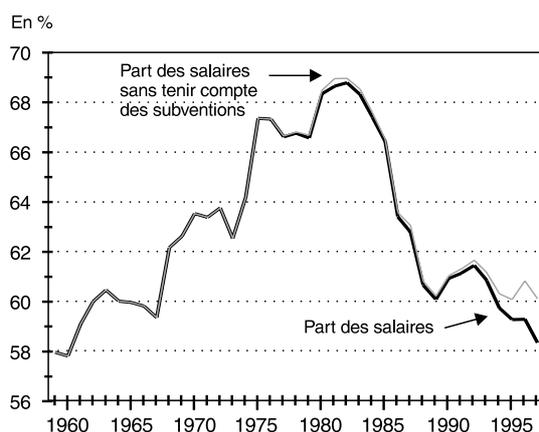
Tableau 1  
Les subventions sur rémunérations

	Valeur (en millions de francs courants)	Part dans la valeur ajoutée du champ (en %)
Moyenne annuelle 1980-1989	3 727	0,2
1990	3 598	0,1
1991	5 555	0,2
1992	7 141	0,2
1993	11 020	0,3
1994	20 832	0,6
1995	30 252	0,8
1996	58 349	1,5
1997	69 793	1,8

Champ : sociétés et quasi-sociétés, hors grandes entreprises nationales.

Source : Comptabilité nationale, Insee.

Graphique V  
Effet des subventions sur rémunérations sur la part des salaires dans la valeur ajoutée



Lecture : la courbe en trait gras représente la part des salaires dans la valeur ajoutée, une fois prises en compte les subventions sur rémunérations liées aux politiques de l'emploi. La courbe en trait fin représente cette part avant prise en compte de ces subventions, c'est-à-dire sans soustraire des charges sociales patronales le montant de ces subventions. Ce calcul montre que la baisse depuis 1994 est, en partie, liée aux politiques de l'emploi. Champ : sociétés et quasi-sociétés hors grandes entreprises nationales.

Source : Comptabilité nationale, Insee.

### Une première approche comptable

Un premier type d'analyse peut être mené à un niveau purement comptable (cf. encadré 2). Il consiste à décomposer la part des salaires dans la valeur ajoutée en, d'un côté, l'écart entre le salaire réel déflaté du prix de consommation et la productivité apparente du travail, et de l'autre, les termes de l'échange.

La part de la rémunération du travail reste stable dès lors que la rémunération réelle du travail, mesurée par rapport au prix de valeur ajoutée (optique de l'entreprise) évolue comme la productivité apparente du travail. Cependant, du point de vue des ménages, le pouvoir d'achat se calcule par référence au prix à la consommation. Aussi, avec cette définition usuelle, une évolution du pouvoir d'achat des salaires en phase avec la productivité apparente du travail

1. Les données relatives aux années 1995 à 1997, issues de la Comptabilité nationale, ne sont pas définitives. Elles sont susceptibles d'évoluer, notamment pour la dernière année.

n'assure une stabilité de la part des salaires que si, par ailleurs, les prix à la consommation et de valeur ajoutée ont la même évolution. Une évolution différente du prix à la consommation et de celui de la valeur ajoutée est, en général, le reflet d'une modification notable des termes de l'échange, notamment suite aux chocs pétroliers ou aux chocs sur la TVA, qui affectent plus vite le prix à la consommation que celui de la valeur ajoutée.

La décomposition précédente est uniquement comptable. Si elle souligne l'effet important à court terme des chocs pétroliers au travers de l'évolution du prix à la consommation par rapport au prix de valeur ajoutée, elle ne prend, en aucun cas, en considération l'influence potentielle des chocs pétroliers sur la structure de l'économie française, notamment sur la croissance de long terme, qui a également pu avoir un impact sur le partage de la valeur ajoutée. On ne met donc en évidence ici que l'impact direct des chocs pétroliers, là où l'analyse économétrique prendra en compte tous les mécanismes par lesquels l'évolution des prix relatifs de l'énergie a pu influencer le partage de la valeur ajoutée.

En outre, la décomposition comptable conduit à donner un rôle central à l'écart entre le salaire réel et la productivité apparente du travail. Or, si cette décomposition a un sens économique à court terme, dans la mesure où ces grandeurs sont à cet horizon largement indépendantes, il n'en est pas de même à plus long terme. Ainsi, par exemple, dans un monde où le capital est parfaitement mobile, le taux d'intérêt réel est imposé par l'extérieur et détermine entièrement, à long terme, le coût réel du travail (par le biais de la frontière des prix des facteurs, cf. *infra*) ; *ex post*, les salaires se seront donc indexés sur les prix de la valeur ajoutée. De même, la productivité du travail s'ajuste, à moyen terme, à l'évolution du coût relatif des facteurs et ne peut donc pas être considérée, au-delà du très court terme, comme indépendante du salaire réel. Néanmoins, en dépit de ces limitations, l'approche comptable permet une première lecture de l'histoire économique sur les années 1960-1997.

### Des effets ponctuels des chocs de termes de l'échange

Sur les trente dernières années, la dégradation des termes de l'échange a poussé la part du re-

#### Encadré 2

#### UNE DÉCOMPOSITION COMPTABLE DE LA PART DES SALAIRES DANS LA VALEUR AJOUTÉE

Soit  $\alpha$  la part des salaires dans la valeur ajoutée.

$$\alpha = \left\{ R \times \frac{LT}{LS} \right\} \times \left\{ \frac{1}{P \times VA} \right\}$$

où

R est la masse salariale,

LS est l'effectif salarié, LT l'effectif total,

$R \times \frac{LT}{LS}$  est la masse salariale une fois effectuée la correction pour les non-salariés,

P est le prix de la valeur ajoutée,

VA la valeur ajoutée en volume.

De manière classique, on décompose comptablement  $\alpha$  en deux termes :

$$\alpha = \left\{ \frac{R}{LS} \times \frac{1}{Pc} \right\} \times \left\{ \frac{1}{VA} \right\} \times \left\{ \frac{Pc}{P} \right\}$$

$$= \left\{ \frac{W}{Pc} \times \frac{1}{VA} \right\} \times \left\{ \frac{Pc}{P} \right\}$$

où

W est le coût du travail (salaire par tête, y compris cotisations sociales des employeurs),

Pc est le prix à la consommation.

Le premier terme mesure l'écart entre le salaire réel (déflaté du prix à la consommation et donc tel qu'il est vu par les ménages) et la productivité apparente du travail. Cette décomposition, certes comptable, retrace néanmoins un mécanisme économique dans la mesure où les salaires apparaissent empiriquement principalement déterminés, au moins à court terme, par les prix à la consommation plutôt que par les prix de valeur ajoutée.

Le second terme est une mesure des variations des termes de l'échange, dans la mesure où les prix d'importation rentrent dans la formation des prix de consommation et les prix d'exportation dans celle des prix de la valeur ajoutée. Ainsi, lorsque les prix du pétrole montent, les prix à la consommation augmentent plus vite que ceux de la valeur ajoutée.

venu du travail à la hausse de + 2 % en 1969 (dévaluation du franc), de + 2 % en 1974 (premier choc pétrolier), de + 4 % en 1980-1981 (choc dollar et deuxième choc pétrolier) et notablement à la baisse de - 4,5 % en 1985-1986 (contre-chocs dollar et pétrolier), comme le montre le rapport entre le prix à la consommation et le prix de la valeur ajoutée (Pc/P) (cf. graphique VI). La remontée, en fin de période, du rapport entre le prix à la consommation et celui de la valeur ajoutée est, en partie, imputable au relèvement des taux de TVA de l'été 1995.

Les chocs de termes de l'échange ou de taux de TVA ont donc exercé des effets ponctuels importants sur la part des salaires dans la valeur ajoutée. Ils ne sont, en revanche, pas à même d'expliquer directement l'intégralité de la montée de la part des salaires dans la valeur ajoutée au cours des années 70, ni la totalité de la baisse correspondante de la décennie 80. Cette constatation, basée sur une décomposition comptable, ne signifie pas pour autant que les chocs pétroliers n'ont qu'une responsabilité modeste dans les fluctuations du partage de la valeur ajoutée ; en effet, leur influence peut avoir transité par les autres éléments de la décomposition comptable, ce que tendra à confirmer l'analyse économétrique (cf. *infra*).

De cette première analyse, il ressort que l'écart entre le prix à la consommation et celui de la valeur ajoutée n'a pas été un facteur de déformation durable de la part des salaires. Plus précisément si, comme au cours des années 60 et au début de la décennie 70, la croissance du salaire réel avait été, en moyenne, en phase avec celle de la productivité apparente du travail, la part du travail dans la valeur ajoutée n'aurait enregistré que les effets des variations des termes de l'échange et serait revenue à l'issue du contre-choc pétrolier de 1986 à son niveau de 1968 ou d'entre les deux chocs pétroliers.

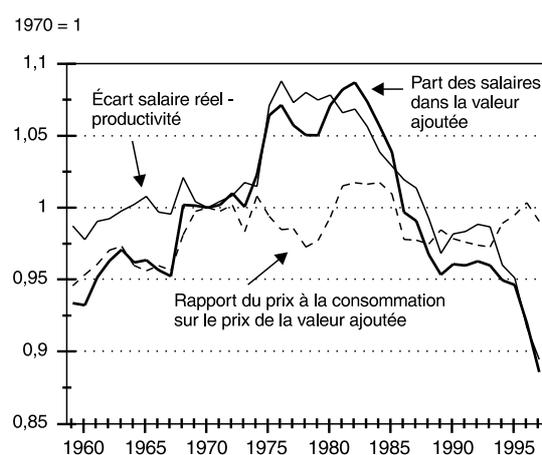
### De 1975 à 1990, rémunération réelle du travail plus élevée que productivité apparente

Les graphiques VII font apparaître, en prenant 1970 comme année de base, les niveaux respectifs de la rémunération réelle du travail y compris les charges sociales des employeurs (courbe A), et de la productivité apparente du travail (courbe B), de façon à mettre en évidence l'origine de l'écart entre le salaire réel et la productivité (courbe C).

Des années 60 jusqu'au premier choc pétrolier, la rémunération réelle du travail croît à peu près en phase avec la productivité et le choc salarial de 1968 est absorbé dès l'année suivante par des gains de productivité. L'année 1975 est marquée à la fois par une forte hausse du pouvoir d'achat du salaire réel et une stagnation de la productivité. Il apparaît alors un écart important entre ces deux composantes, de l'ordre de 10 % par rapport à l'année 1970, et qui tarde à se réduire.

Tout d'abord, il semble que la formation des revenus du travail ne se soit adaptée que très progressivement au ralentissement des gains de productivité. Le ralentissement de la croissance a spontanément déséquilibré les comptes sociaux. Les hausses de cotisations des employeurs, opérées dans la seconde moitié des années 70, ont freiné l'ajustement qui s'était opéré sur le salaire brut par tête. À l'inverse, lors du deuxième choc pétrolier, il n'apparaît pas d'écart entre le salaire réel et la productivité. C'est donc essentiellement la dégradation des termes de l'échange qui pousse à la hausse, au début des années 80, la part de la rémunération du travail. À partir de 1983, l'écart entre rémunération réelle et productivité, apparu en 1975, se réduit pour s'annuler en quatre ans,

Graphique VI  
Décomposition comptable de la part des salaires dans la valeur ajoutée



Lecture : la part des salaires dans la valeur ajoutée (courbe en trait gras) se lit comme le produit du prix relatif de la consommation (courbe en trait pointillé) et de l'écart entre le salaire réel et la productivité apparente du travail (courbe en trait fin).

Champ : sociétés, quasi-sociétés et entreprises individuelles hors agriculture, corrigées de la non-salarisation.

Source : Comptabilité nationale, Insee.

sous l'effet notamment de la politique de modération salariale.

Au début de la décennie 90, le coût réel du travail évolue à nouveau à peu près en phase avec la productivité tendancielle. En revanche, depuis 1993, l'écart se creuse mais, cette fois-ci, du fait d'une moindre progression du coût par rapport à la productivité. Sur les deux dernières années, 1996 et 1997 (données non définitives), le coût réel du travail au niveau agrégé semble même diminuer, en partie sous l'effet des politiques d'aide à l'emploi.

La décomposition comptable constitue une première description des évolutions observées. Néanmoins, d'un point de vue du choix de la firme, l'analyse microéconomique nous enseigne que c'est la productivité marginale et non la productivité apparente qui doit être égalisée au coût réel du travail. Afin de tenir compte explicitement des choix productifs, on développe un modèle théorique, complété par une étude économétrique, qui permet de mettre en évidence les mécanismes macroéconomiques de formation du partage de la valeur ajoutée.

### Dans l'analyse économétrique, les coûts réels des facteurs de production...

La formalisation théorique du processus de partage de la valeur ajoutée nécessite une représentation de la fonction de production agrégée, combinant à la fois le travail et le capital, voire les consommations intermédiaires. On suppose également que les rendements d'échelle sont unitaires, que le travail et le capital sont substituables. En revanche, les consommations intermédiaires sont considérées comme complémentaires au capital. Dans la suite de l'analyse, on ne retiendra que celles en énergie, eu égard à l'importance des variations de leur prix sur les trente dernières années.

### ... comme déterminants *a priori* de la part des salaires dans la valeur ajoutée

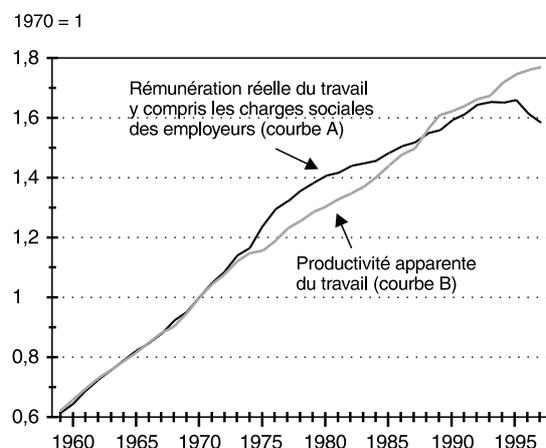
Lorsque le coût relatif d'un facteur évolue, les firmes sont amenées à modifier les proportions des différents facteurs rentrant dans le processus de production. Plus précisément, si le coût relatif d'un facteur augmente de 1 %, il sera moins utilisé, et ceci d'autant moins que la substitution entre les facteurs pourra se faire plus facilement : l'intensité relative de ce facteur dans le processus de production diminuera de  $\sigma$  %, où  $\sigma$  est l'élasticité de substitution entre les facteurs.

Si cette élasticité de substitution entre les facteurs est unitaire, il est optimal pour les entreprises de modifier de 1 % les proportions des facteurs de production, à la suite d'une modification de 1 % du prix relatif des facteurs. La

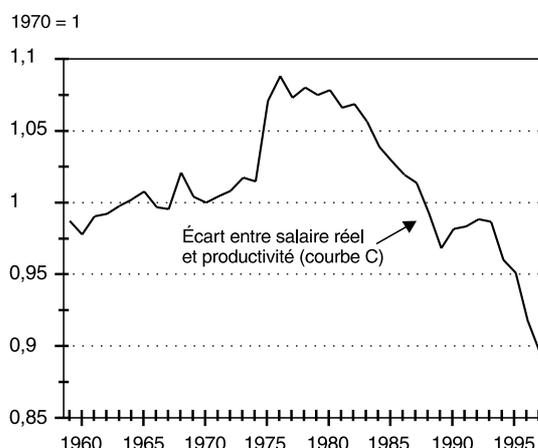
Graphiques VII

### Écart entre salaire réel et productivité apparente du travail

A - Salaire réel et productivité apparente du travail



B - Écart entre salaire et productivité



Champ : sociétés, quasi-sociétés et entreprises individuelles hors agriculture, corrigées de la non-salarisation.  
Source : Comptabilité nationale, Insee.

part des salaires dans la production sera alors constante, indépendante du coût d'usage du capital, du salaire réel ou encore des prix des consommations intermédiaires. C'est vrai, en particulier, lorsque la fonction de production agrégée de l'économie peut être représentée par une fonction de Cobb-Douglas. En effet, dans ce cas, le programme de maximisation de la firme la conduit à faire évoluer la productivité apparente du travail proportionnellement au salaire réel, ce qui correspond à maintenir constante à l'optimum la part des salaires dans la production. Les prix des facteurs n'influencent sur la part des salaires dans la valeur ajoutée qu'au travers du poids de cette dernière dans la production, poids qui fluctue avec la quantité d'énergie utilisée par unité de production : une hausse du prix relatif de l'énergie, en augmentant la facture énergétique en part de production, réduit celle de la valeur ajoutée. Pour cette raison, un renchérissement de l'énergie induit, dans ces conditions, une hausse de la part des salaires dans la valeur ajoutée.

Plus généralement, si ces élasticités de substitution ne sont pas unitaires (par exemple, avec une fonction de production du type CES, dans laquelle l'élasticité de substitution entre les facteurs est constante mais non unitaire), tout choc affectant le coût relatif d'un facteur entraînera des modifications simultanément de la part des salaires dans la production et celle de la valeur ajoutée. Il importe alors d'analyser les effets des chocs séparément sur la part des salaires dans la production, puis sur la part de la valeur ajoutée dans la production.

Pour ce qui est de la part des salaires dans la production, une modification du coût relatif d'un facteur n'entraînera pas, de la part de la firme, une modification de la même ampleur de la quantité relative de ce facteur employée dans le processus de production. On se placera dans le cas traditionnellement retenu, et confirmé par l'estimation empirique (cf. *infra*), d'une élasticité de substitution entre les facteurs inférieure à l'unité. Dans ce contexte, tout choc affectant le coût d'un facteur doit entraîner une déformation dans le même sens de la part des revenus de ce facteur dans la production, puisque les réajustements sur les quantités utilisées ne contrebalancent pas intégralement ceux sur les prix. Si les seuls facteurs de production sont le travail et un agrégat capital-énergie (cf. encadré 3), une hausse des salaires entraîne ainsi une hausse de la part des salaires dans la production.

Néanmoins, lorsque les rendements d'échelle sont constants, il existe une relation entre le coût réel des facteurs, dite « frontière des prix des facteurs ». Par conséquent, comme les taux d'intérêt et les termes de l'échange sont largement imposés à l'économie française, les salaires réels sont, en définitive, déterminés à long terme par les prix des autres facteurs : une hausse du coût d'usage du capital ou du prix de l'énergie conduit à la baisse des salaires réels et, du fait de l'élasticité de substitution inférieure à l'unité, à une diminution de la part des salaires dans la production.

Pour ce qui est de la part de la valeur ajoutée dans la production, une modification à la hausse du prix de l'agrégat capital-énergie induira une substitution vers le travail et la quantité d'énergie requise pour produire une unité de production diminuera. Dans le cadre d'une hausse du coût d'usage réel du capital, la part de la valeur ajoutée dans la production augmentera. En revanche, lors d'un renchérissement de l'énergie, la part de la facture énergétique dans la production croîtra et celle, complémentaire, de la valeur ajoutée diminuera.

Finalement, au niveau de la part des salaires dans la valeur ajoutée, une hausse du coût d'usage du capital induira une diminution de la part du travail, tant parce que la masse salariale ramenée à la production baissera, que parce que la part de la valeur ajoutée augmentera. À l'inverse, l'effet d'un renchérissement de l'énergie sur la part des salaires dans la valeur ajoutée est ambigu. Toutefois, il devient positif dès que l'élasticité de substitution est suffisamment proche de 1. En effet, dans ces conditions, la part des salaires dans la production est pratiquement constante et l'augmentation de la facture énergétique réduit la valeur ajoutée, en part de production.

### **Des résultats contrastés pour les tests économétriques de co-intégration**

Les analyses qui précèdent suggèrent que la part des salaires dans la valeur ajoutée dépend, à long terme, des coûts réels des facteurs de production, notamment du prix relatif de l'énergie : pour ce dernier, l'analyse théorique vient confirmer le résultat de l'approche comptable, quant au rôle des chocs pétroliers dans l'évolution du partage de la valeur ajoutée. Plus précisément, dans le cadre d'une élasticité de substitution inférieure à l'unité mais proche de cette valeur, le coût d'usage réel du capital de-

Encadré 3

**EXPLICATION THÉORIQUE DU PARTAGE DE LA VALEUR AJOUTÉE**

On se place dans le cadre d'un progrès technique neutre au sens de Harrod, c'est-à-dire n'affectant que la productivité du travail. On considère que les facteurs de production capital et travail sont substituables, mais, qu'en revanche, l'énergie est une consommation intermédiaire complémentaire au capital. Ces hypothèses sont résumées dans une fonction de production du type :

$$Q = \left[ a \cdot (e^{\gamma \cdot t} \cdot L)^{-\rho} + b \cdot (\text{Min}\{K, d \cdot E\})^{-\rho} \right]^{-\frac{1}{\rho}}$$

L'élasticité de substitution entre le facteur travail et l'agrégat capital-énergie est  $\sigma = \frac{1}{1+\rho}$ .

où  $Y$  est la production,  $L$  l'emploi,  $K$  le stock de capital et  $E$  les consommations intermédiaires en énergie,  $\gamma$  représente le progrès technique, et  $d$  le coefficient de complémentarité entre capital et énergie.

Dans la mesure où on modélise, ici, la production et non la valeur ajoutée, le calcul de la part des salaires dans la valeur ajoutée implique que l'on retranche à la production le coût des consommations intermédiaires énergétiques :

$$\text{Part des salaires dans la valeur ajoutée} = \frac{wL}{pY - p_E E}$$

où  $w$  est le salaire,  $p$  le prix de production et  $p_E$  le prix de l'énergie.

Dans le cadre de concurrence monopolistique, la firme tient compte de l'élasticité de la demande qui lui est adressée au prix qu'elle pratique :

$$Y = \frac{\bar{Y}}{n} \left( \frac{P}{\bar{P}} \right)^{-\eta}$$

où  $\bar{Y}$  et  $\bar{P}$  sont la demande totale et le prix moyen,  $\eta$  l'élasticité de la demande au prix ( $\eta > 1$ ),  $n$  le nombre de firmes sur le marché.

Elle maximise alors, sous la contrainte de la fonction de production, son profit :

$$\Pi = P(Y)Y - (wL + cK + p_E E)$$

où  $c$  est le coût d'usage du capital.

Si l'on appelle  $\lambda = \frac{1}{\eta - 1}$  le taux de mark-up de la firme sur ses coûts marginaux à l'équilibre symétrique

(où  $P = \bar{P}$ ), et si on définit  $c' = c + \frac{1}{d} p_E$  comme le prix de l'agrégat capital-énergie, l'égalisation de la productivité marginale de chaque facteur (travail et agrégat capital-énergie) à son coût réel (au taux de mark-up près) permet d'exprimer la part des salaires dans la valeur ajoutée en fonction de tous les coûts réels des facteurs :

$$\frac{wL}{pY - p_E E} = (1 + \lambda)^{-\frac{1}{1+\rho}} \cdot \frac{\left[ a (e^{\gamma t})^{-\rho} \cdot \left( \frac{w}{p} \right)^{\rho} \right]^{\frac{1}{1+\rho}}}{1 - \frac{1}{d} \cdot \frac{p_E}{p} (1 + \lambda)^{-\frac{1}{1+\rho}} \left[ b \cdot \left( \frac{c'}{p} \right)^{-1} \right]^{\frac{1}{1+\rho}}}$$

Néanmoins, les prix des facteurs (salaire réel, coût réel d'usage du capital et prix relatif de l'énergie) ne sont pas indépendants à l'optimum et sont reliés par la frontière des prix des facteurs :

$$\left[ a (e^{\gamma t})^{-\rho} \cdot \left( \frac{w}{p} \right)^{\rho} \right]^{\frac{1}{1+\rho}} + \left[ b \cdot \left( \frac{c'}{p} \right)^{-1} \right]^{\frac{1}{1+\rho}} = (1 + \lambda)^{-\frac{\rho}{1+\rho}}$$



vrait influencer négativement la part des salaires dans la valeur ajoutée, tandis que le prix relatif de l'énergie jouerait positivement.

Toutes les variables d'intérêt sont intégrées d'ordre 1 (cf. tableau 2) : l'étude de la relation à long terme entre ces variables nécessite donc de recourir aux techniques économétriques de co-intégration. L'existence de la « frontière des prix des facteurs » conduit à considérer les salaires réels comme endogènes d'un point de vue économétrique, et ainsi à rechercher une relation entre part des salaires dans la valeur ajoutée, taux d'intérêt réel et prix relatif de l'énergie.

Pour tester la présence d'une relation de co-intégration, on a utilisé la méthodologie d'Engle-Granger, qui consiste à régresser la part des salaires du champ des SQS hors GEN sur ses éventuels déterminants de long terme en niveau. Le test correspond alors à un test de ra-

cine unité sur le résidu de cette régression : si l'on rejette la racine unité dans les résidus, la combinaison estimée de la part des salaires et des variables explicatives est stationnaire et on accepte alors la présence d'une relation de co-intégration.

En remontant du début des années 60 jusqu'à 1996 (2) et en travaillant sur données annuelles, on ne parvient pas à mettre en évidence de relation de long terme entre la part des salaires dans la valeur ajoutée, le prix relatif de l'énergie et le taux d'intérêt réel (cf. tableau 3). Toutefois, quand on ne dispose, comme ici, que d'un nom-

2. Le dernier point disponible, relatif à l'année 1997, susceptible d'être révisé, n'a pas été intégré dans l'estimation. Par ailleurs, on peut ainsi mieux évaluer l'adéquation ou l'inadéquation du niveau observé par rapport à celui prédit par le modèle sur cette année.

### Encadré 3 (fin)

Ainsi, la part des salaires dans la valeur ajoutée ne dépend in fine que du mark-up  $\lambda$ , du coût d'usage réel du capital  $c/p$ , du prix relatif de l'énergie  $p_E/p$  et de l'élasticité de substitution  $\sigma$  :

$$\frac{wL}{pY - p_E E} = \frac{\frac{1}{1+\lambda} \left\{ 1 - b \left[ \frac{1+\lambda}{b} \cdot \frac{c'}{p} \right]^{1-\sigma} \right\}}{1 - \frac{1}{d} \cdot \frac{p_E}{p} \cdot \left( \frac{b}{1+\lambda} \right)^\sigma \cdot \left( \frac{c'}{p} \right)^{1-\sigma}} = \frac{\frac{wL}{pY}}{pY - p_E E}$$

Le numérateur de cette expression correspondant à la part des salaires dans la production et le dénominateur à la part de la valeur ajoutée dans la production.

Lorsque  $\sigma$  tend vers 1, on retrouve le résultat obtenu avec une fonction de production Cobb-Douglas, à savoir que la part des salaires dans la production est constante. Les prix relatifs du capital et de l'énergie ne jouent alors sur la part des salaires dans la valeur ajoutée qu'au travers de la quantité d'énergie consommée par unité de production et donc du ratio (valeur ajoutée sur production). On a alors :

$$\frac{wL}{pY - p_E E} = \frac{1 - b}{1 + \lambda - b \frac{1}{d} \cdot \frac{p_E}{p} \cdot \frac{c'}{p}}$$

Par ailleurs, si on appelle  $\delta$  le taux de déclassement du capital,  $r$  le taux d'intérêt nominal,  $p_a$  l'inflation anticipée et  $p_I$  le prix de l'investissement, on peut écrire :

$$c = p_I (r - p_a + \delta)$$

Cette expression montre le rôle du taux d'intérêt réel dans la détermination du partage de la valeur ajoutée. Lorsque le taux d'intérêt réel, et donc le coût d'usage du capital, augmente, et si l'élasticité de substitution est inférieure à l'unité, la part des salaires dans la valeur ajoutée baisse, tant parce que la part des salaires dans la production diminue que parce que le poids de la valeur ajoutée dans la production augmente.

Au contraire, et si l'élasticité de substitution est proche de l'unité, la part des salaires dans la valeur ajoutée augmente lorsque le prix relatif de l'énergie augmente.

bre réduit d'observations, ce test est peu puissant : il conduit trop souvent à rejeter la relation de long terme. Cotis et Rignols (1998), en utilisant des données trimestrielles du troisième trimestre 1972 au deuxième trimestre 1995, ont été amenés à accepter l'existence d'une telle relation entre part des salaires, taux d'intérêt réel (3) et termes de l'échange (leur statistique de test vaut - 4,27 contre une valeur critique à 5 % de - 3,62).

Compte tenu de cette divergence des résultats, on a cherché à quantifier l'ampleur du rôle éventuel des coûts des facteurs dans le long terme sur données annuelles, en retenant comme relation celle dont la statistique est la plus proche du seuil d'acceptation du test de cointégration. En corrigeant des effets d'endogénéité (Stock et Watson, 1993), un impact chiffré du taux d'intérêt réel et du prix relatif de l'énergie a pu être évalué (pour une description détaillée du calcul, cf. annexe I). La relation estimée est de la forme :

$$\log ( part ) = - 0,358 - 0,0094[r] + 0,0907[ \log ( p_E ) ]$$

(- 2,15)                      (4,37)

où « part » est la part des salaires dans la valeur ajoutée des SQS hors GEN,  $r$  le taux d'intérêt nominal long déflaté de l'inflation en termes de prix de production (en points) et  $p_E$ , le prix relatif de l'énergie. Les chiffres entre parenthèses correspondent aux statistiques de Student.

L'estimation permet de déduire le niveau implicite de l'élasticité de substitution (cf. encadré 4), estimée ici entre 0,9 et 1. Cette valeur est conforme aux évaluations effectuées sur les autres économies industrialisées (Blanchard, 1997). En revanche, elle diffère des estimations directes de l'élasticité de substitution, obtenues avec les équations de demande de facteurs dans les modèles macroéconométriques, qui ne s'avèrent, elles, pas significatives (BdF *et al.*, 1996).

3. Le taux d'intérêt est calculé, par Cotis et Rignols, à partir de la demi-somme des taux d'intérêt à court et long terme, pris sur une moyenne mobile d'un an et demi dans le futur.

**Tableau 2**  
**Test de stationnarité des variables étudiées**

	Statistique de Student	Valeur critique à 5 % (pour 50 observations)	Ordre d'intégration
Part des salaires dans la valeur ajoutée	- 1,45	- 2,93	1
Termes de l'échange (1)	- 1,45	- 2,93	1
Prix relatif de l'énergie	- 1,67	- 2,93	1
Taux d'intérêt réel (2)	- 1,58	- 2,93	1

1. Rapport des prix d'importation aux prix d'exportation, dans toute la partie économétrique.  
2. Taux longs auxquels les firmes actualisent théoriquement leurs projets d'investissement, le déflateur est le prix de production.

Lecture : test de Dickey-Fuller augmenté, avec deux retards. L'estimation est effectuée sur 1962-1996. Ainsi, pour la part des salaires dans la valeur ajoutée, la statistique de test vaut - 1,45, alors que la valeur critique du test à 5 % est de - 2,93. Par conséquent, on accepte l'hypothèse nulle d'existence d'une racine unité et conclut que la variable est intégrée d'ordre 1.

Champ : sociétés et quasi-sociétés, hors grandes entreprises nationales.

Source : Comptabilité nationale, Insee.

**Tableau 3**  
**Test d'existence d'une relation de long terme**

Relation entre part des salaires dans la valeur ajoutée et ...	Statistique de test d'Engle-Yoo	Valeur critique		Test de l'existence d'une relation
		À 5 %	À 10 %	
... le taux d'intérêt réel et le prix relatif de l'énergie	- 3,29	- 4,11	- 3,73	Refusé
... le taux d'intérêt réel et les termes de l'échange	- 2,90	- 4,11	- 3,73	Refusé

Lecture : test de stationnarité des résidus de la relation cherchée, estimée en niveau sur la période 1961-1996. Les statistiques de test sont non standard et dépendent du nombre d'observations et de variables dans la relation. Les valeurs critiques sont tabulées dans Engle-Yoo (1987). Ainsi, pour la première relation testée, la statistique de test vaut - 3,29 et la valeur critique à 5 % vaut - 4,11 : on accepte l'hypothèse nulle de test, qui correspond à la présence d'une racine unité dans le résidu de la relation estimée. Cette conclusion correspond à un rejet de l'existence d'une relation de long terme.

Champ : sociétés et quasi-sociétés, hors grandes entreprises nationales.

Source : Comptabilité nationale, Insee.

Entre la fin de la décennie 70 et le début des années 90, la hausse maximale des taux d'intérêt réels a été de l'ordre de 5 points. Selon l'estimation, ce mouvement aurait conduit à long terme à une baisse de la part des salaires dans la valeur ajoutée, légèrement inférieure à 3 points (cf. tableau 4). Par ailleurs, suite aux deux chocs pétroliers, le prix relatif de l'énergie a doublé. Ce renchérissement aurait, quant à lui, entraîné une hausse de l'ordre de 5 points de la part des salaires dans la valeur ajoutée, pour une part initiale d'environ 60 %. Il s'agit dans les deux cas d'effets à long terme, qui n'ont donc pas eu forcément le temps de se produire intégralement. À ce titre, les résultats présentés sont des majorants, qui sont loin d'être négligeables néanmoins.

De plus, même si la relation de co-intégration ne peut pas être acceptée par le test d'Engle-Yoo sur données annuelles, le calcul des statistiques de Student, qui suivent des lois standard après correction des effets d'endogénéité, conclut à la significativité des coefficients des prix relatifs de l'énergie et du taux d'intérêt réel. Enfin, ne pas retenir d'impact à long terme des coûts relatifs aurait conduit à garder une part des salaires dans la valeur ajoutée constante à cet horizon. Cette optique se serait avérée incompatible avec le résultat trouvé précédemment de la non-stationnarité de la part des salaires dans la valeur ajoutée. L'ensemble de ces éléments a conduit à retenir l'existence d'un impact des coûts relatifs dans le long terme sur la part des salaires dans la valeur ajoutée française depuis une trentaine d'années, et ceci en dépit de la conclusion du test d'Engle-Yoo sur données annuelles.

Plusieurs éléments pourraient peut-être expliquer cette conclusion apparemment paradoxale des tests de co-intégration. Tout d'abord, on ne

dispose que d'un petit nombre d'observations et tous les tests utilisés ici sont peu puissants à distance finie. Par ailleurs, il est très difficile d'obtenir une mesure complètement satisfaisante du coût d'usage du capital tel qu'il est perçu par les firmes. Pour cela, il faudrait disposer des anticipations de prix qui permettent d'obtenir le taux d'intérêt réel à l'aide duquel sont appréciés les projets d'investissements. L'approche adoptée consiste à faire une approximation de l'inflation anticipée par l'inflation constatée, ce qui est nécessairement très fruste. Il se peut que les évaluations de l'impact du taux d'intérêt réel soient quelque peu entachées d'erreurs de mesure. Enfin, le passage du modèle théorique à la formulation estimée implique une nécessaire simplification : le modèle a été log-linéarisé. Une telle opération pourrait aussi expliquer, en partie, les résultats des tests de co-intégration.

### **Le prix de l'énergie a eu un rôle prépondérant sur les 30 dernières années**

La forme de la relation de long terme ne renseigne pas sur l'ensemble de la dynamique. À plus court terme, la part des salaires dans la valeur ajoutée pourrait évoluer selon des paramètres dont l'influence s'estompe à un horizon plus long. Un modèle à correction d'erreur a permis de décrire cet ajustement, plus ou moins rapide, de la part des salaires dans la valeur ajoutée à ses déterminants de long terme (cf. encadré 5).

À cet égard et au vu de l'analyse comptable, l'évolution des termes de l'échange peut conduire à une déformation temporaire du partage de la valeur ajoutée en faveur du facteur travail au travers de deux mécanismes. Le premier, direct, peut générer une évolution différente des

**Tableau 4**  
**Évaluation de l'impact de long terme des coûts relatifs des facteurs sur la part des salaires dans la valeur ajoutée**

	1968-1980	1980-1989	1989-1996
Mouvement des taux réels	- 4 1/4 points	+ 4 1/4 points	- 1/2 point
Impact sur la part des salaires	+ 2 1/2 points	- 2 1/2 points	+ 1/4 point
Mouvement des prix relatifs de l'énergie	120 %	- 70 %	- 15 %
Impact sur la part des salaires	+ 6 points	- 3 1/2 points	- 1 point
Fluctuation effective de la part des salaires	+ 6 points	- 8 points	- 1 point

Champ : sociétés et quasi-sociétés, hors grandes entreprises nationales.

Source : Comptabilité nationale, Insee.

prix à la consommation et des prix de valeur ajoutée, dans la mesure où le contenu en produits importés est plus fort pour les biens de consommation, du moins à court terme. Le second passe par le déficit d'ajustement du salaire réel à la baisse de la productivité apparente du travail consécutive aux chocs pétroliers.

L'écart à court terme entre salaire réel et productivité apparente du travail peut également être creusé, parallèlement aux chocs de termes de l'échange, par la relative inertie de l'emploi à l'évolution de la valeur ajoutée, qui est à la base du cycle de productivité. En effet, lorsque l'activité accélère, avec des effectifs qui ne se modifient que lentement, la productivité appa-

#### Encadré 4

### LE CALCUL DE L'ÉLASTICITÉ DE SUBSTITUTION IMPLICITE À L'ESTIMATION ÉCONOMÉTRIQUE DE LA RELATION DE CO-INTEGRATION

Dans le cadre théorique d'une fonction de production CES avec consommations énergétiques complémentaires au capital (cf. encadré 3) et dans le cas simplificateur où la concurrence est parfaite ( $\lambda = 0$ ), la part des salaires ne dépend que du coût d'usage du capital, du prix de l'énergie et de l'élasticité de substitution  $\sigma$  :

$$\text{part} = \frac{1 - b \left( \frac{1}{b} \cdot \frac{c'}{p} \right)^{1-\sigma}}{1 - \left( \frac{1}{d} \cdot \frac{p_E}{p} \right) b^\sigma \left( \frac{c'}{p} \right)^{-\sigma}}$$

$$= \frac{\text{part des salaires dans la production}}{\text{part de la valeur ajoutée dans la production}}$$

On a donc :

$$\frac{\partial \log(\text{part})}{\partial (c/p)} = - \frac{(1 - \sigma) \left( \frac{1}{b} \cdot \frac{c'}{p} \right)^{-\sigma}}{\text{part des salaires dans la production}} - \frac{\sigma b^\sigma \left( \frac{1}{d} \cdot \frac{p_E}{p} \right) \left( \frac{c'}{p} \right)^{-\sigma-1}}{\text{part de la valeur ajoutée dans la production}}$$

Or, la condition du premier ordre se rapportant au stock de capital donne :

$$\frac{K}{Y} = b^\sigma \left( \frac{c'}{p} \right)^{-\sigma}$$

On obtient donc finalement :

$$\frac{\partial \log(\text{part})}{\partial (c/p)} = \frac{K}{Y} \cdot \frac{p Y}{p Y - p_E E} \left[ - \frac{1 - \sigma}{\text{part}} - \sigma \frac{p_E E}{p_E E + c K} \right]$$

Néanmoins, dans l'estimation économétrique, on ne dispose que de  $\frac{\partial \log(\text{part})}{\partial (r)}$  qui vaut - 0,0094 lors-

que le taux d'intérêt est mesuré en points, et donc - 0,94 lorsque le taux est exprimé en pourcentage.

$$\frac{c}{p} = \frac{p_I}{p} (r - p_a + \delta),$$

$$\frac{\partial \log(\text{part})}{\partial (r)} = \frac{p_I}{p} \cdot \frac{\partial \log(\text{part})}{\partial (c/p)}$$

$$= \frac{p_I K}{p Y - p_E E} \left[ - \frac{1 - \sigma}{\text{part}} - \sigma \frac{p_E E}{p_E E + c K} \right]$$

On a donc finalement :

$$- 0,94 = \frac{p_I K}{p Y - p_E E} \left[ - \frac{1 - \sigma}{\text{part}} - \sigma \frac{p_E E}{p_E E + c K} \right]$$

Cela permet de déduire la valeur implicite de  $\sigma$  en considérant les valeurs moyennes de la part des salaires dans la valeur ajoutée et du ratio capital sur valeur ajoutée en valeur.

En prenant ainsi comme niveau moyen

$$\text{part} = 0,65 \text{ et } \frac{p Y - p_E E}{p_I K} = 0,3, \text{ qui correspond à la valeur de ce ratio pour l'année 1996 et le champ des SQS non agricoles - branches U2 à U10 - et } \frac{p_E E}{p_E E + c K} = 0,2, \text{ valeur sur le début de}$$

la décennie 90, toujours pour les branches U2 à U10, on obtient une valeur de l'élasticité de substitution de 0,94. En supposant les ratios ci-dessus constants, on déduit également un intervalle de confiance à 95 % pour l'élasticité de substitution de [0,74 ; 1,13], ce qui est, somme toute, relativement précis, compte tenu du nombre restreint d'observations (34).

Parallèlement, l'élasticité de substitution peut également être déduite de la dérivée partielle :

$$\frac{\partial \log(\text{part})}{\partial \log(p_E/p)} = \frac{p_E E}{p Y - p_E E} \left[ - \frac{1 - \sigma}{\text{part}} + 1 - \sigma \frac{p_E E}{p_E E + c K} \right]$$

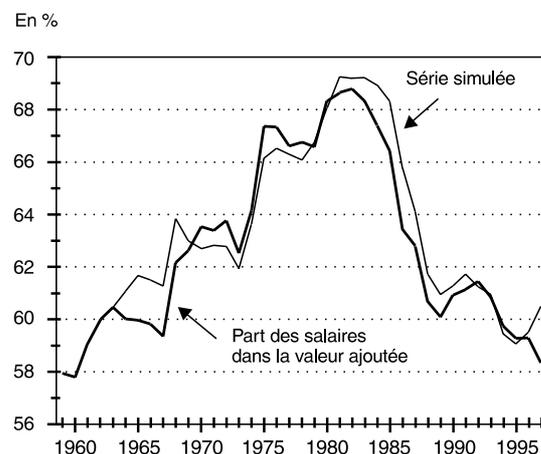
Avec un ratio  $\frac{p_E E}{p Y - p_E E}$  de 0,11 (valeur sur le début de la décennie 90), on parvient à une élasticité de substitution très proche de l'unité. L'intervalle de confiance à 95 % est ici [0,74 ; 1,29].

rente du travail augmente, induisant, toutes choses égales par ailleurs, une baisse de la part des salaires dans la valeur ajoutée. À l'estimation, il apparaît qu'à l'horizon d'une année, l'emploi n'a pas encore complètement réagi à l'évolution de la valeur ajoutée puisque une accélération de l'activité contribue bien à baisser la part des salaires (cf. encadré 5). À l'inverse, deux ou trois années après un infléchissement positif de l'évolution de la valeur ajoutée, la part des salaires est poussée à la hausse. Le cycle de productivité est alors vraisemblablement terminé et l'emploi ajusté. De plus, il est probable que l'accélération de la croissance génère, à cet horizon, une pression salariale propre à augmenter la part des salaires dans la valeur ajoutée.

Les accords de Grenelle en 1968 ont induit une hausse temporaire de la part des salaires dans la valeur ajoutée, prise en compte à l'aide d'une variable indicatrice. En outre, les taux d'intérêt ne se sont pas avérés significatifs dans la dynamique de court terme. Ce résultat n'est pas surprenant dans la mesure où ils interviennent dans les choix d'investissement, donc nécessairement sur un horizon long.

Au vu de la série effective de part des salaires dans la valeur ajoutée et de celle obtenue par simulation dynamique de l'équation sur la même période (cf. graphique VIII), l'évolution globale est correctement retracée du début de la

**Graphique VIII**  
**Simulation dynamique de la part des salaires dans la valeur ajoutée**



Champ : société et quasi-sociétés hors grandes entreprises nationales.  
Source : Comptabilité nationale, Insee.

#### Encadré 5

#### UNE ÉQUATION ESTIMÉE DE L'ÉVOLUTION DE LA PART DES SALAIRES DANS LA VALEUR AJOUTÉE

La relation de long terme issue de l'estimation de type Stock-Watson est :

$$\log(\text{part}) = -0,358 - 0,0094r + 0,0907 \log p_E$$

(-2,15)                      (4,37)

où part est la part des salaires dans la valeur ajoutée des SQS hors GEN, r est le taux d'intérêt nominal long déflaté de l'inflation en terme de prix de production, mesuré en points, p<sub>E</sub> est le prix relatif de l'énergie.

L'ajustement à la relation de long terme s'écrit de la manière suivante (modèle à correction d'erreur) :

$$\begin{aligned} \Delta \log(\text{part}) = & 0,27 \Delta \log(\text{part}_{-1}) + 0,23 \Delta \log(\text{part}_{-2}) - 0,36 \Delta^2 \log va + 0,25 \Delta^2 \log va_{-2} + 0,27 \Delta^2 \log va_{-3} \\ & (2,76) \qquad (1,95) \qquad (-2,73) \qquad (1,78) \qquad (2,03) \\ & + 0,034 \Delta \log p_E + 0,048 d68 - 0,20 \left[ \log \text{part}_{-1} - (-0,358 - 0,0094 r_{-1} + 0,0907 \log p_{E,-1}) \right] \\ & (4,22) \qquad (4,86) \qquad (-3,0) \end{aligned}$$

où va est la valeur ajoutée de l'ensemble de l'économie (1), en volume, d68 : variable valant 1 en 1968, 0 pour les autres années.

Les t de Student sont indiqués entre parenthèses en dessous des coefficients.

Estimation de 1964 à 1996, DW = 2,29, écart-type = 1,66 %.

La simulation dynamique de l'équation estimée est représentée sur le graphique VIII de l'article.

1. On considère que l'accélération de la valeur ajoutée du champ total est une approximation suffisante de celle du champ SQS hors GEN.

Encadré 6

**LE PRINCIPE DU CALCUL DE CONTRIBUTIONS DYNAMIQUES**

Le calcul de contributions dynamiques permet, à partir d'une description économétrique d'une variable, de visualiser le poids respectif, dans le niveau ou le taux de croissance de cette variable, de ses différents déterminants. Ces contributions sont qualifiées de dynamiques, par opposition aux contributions statiques obtenues par simple décomposition comptable. Elles prennent explicitement en compte la structure de retards de chacune des variables explicatives.

Si : -  $Y_t$  est la variable explicative, ici la part des salaires dans la valeur ajoutée,

-  $X1_t, X2_t, \dots, Xp_t$  les  $p$  variables explicatives, ici :

$X1_t$  : la variable indicatrice de 1968 ;

$X2_t$  : la valeur ajoutée ;

$X3_t$  : le prix relatif de l'énergie ;

$X4_t$  : le taux d'intérêt réel ;

$\varepsilon_t$  : le résidu économétrique.

La relation estimée peut toujours se réécrire :

$$A(L) \log Y_t = c_0 + \sum_{i=1}^p B_i(L) \log X_{i,t} + \varepsilon_t$$

où  $L$  est l'opérateur-retard et  $A(L)$  et  $B_i(L)$  des polynômes de cet opérateur-retard.

En inversant le polynôme  $A(L)$ , on obtient :

$$(1) \log Y_t = \frac{c_0}{A(L)} + \sum_{i=1}^p \frac{B_i(L)}{A(L)} \log X_{i,t} + \frac{\varepsilon_t}{A(L)}$$

et en niveau des variables :

$$Y_t = \exp\left(\frac{c_0}{A(L)}\right) \times \prod_{i=1}^p \exp\left(\frac{B_i(L)}{A(L)} \log X_{i,t}\right) \times \exp\left(\frac{\varepsilon_t}{A(L)}\right)$$

Contributions au niveau de la variable  $Y_t$

Le niveau de la variable  $Y_t$  se décompose donc de manière multiplicative en :

- une contribution de la constante :  $\exp\left(\frac{c_0}{A(L)}\right)$ ,

- une contribution, pour  $i$  variant de 1 à  $p$ , de la variable  $X_{i,t}$  :

$$\exp\left(\frac{B_i(L)}{A(L)} \log X_{i,t}\right),$$

- une contribution du résidu, qui correspond à la partie de  $\log(Y_t)$  qui n'est expliquée par aucune

$$\text{des variables } X_{i,t} : \exp\left(\frac{\varepsilon_t}{A(L)}\right)$$

Contributions au taux de croissance de la variable  $Y_t$

En différenciant la relation (1), on obtient :

$$\Delta \log Y_t = \sum_{i=1}^p \frac{B_i(L)}{A(L)} \Delta \log X_{i,t} + \frac{\Delta \varepsilon_t}{A(L)}$$

On lit, de manière additive, les contributions des taux de croissance des différents déterminants au taux de croissance de la variable  $Y_t$ .

On représente, en général, uniquement les contributions dynamiques du taux de croissance de la part des salaires dans la valeur ajoutée qui ont le mérite d'être additives. Elles sont, en effet, plus faciles à visualiser que des contributions dynamiques au niveau, elles, multiplicatives.

Néanmoins, ici, on voulait disposer à la fois d'une représentation qui soit additive, mais qui mette en évidence l'accumulation des effets dans le temps. On a donc choisi de construire les contributions au taux de croissance cumulées par rapport à une année de référence, ici 1973, antérieure à tous les chocs mis en évidence dans l'étude (à l'exception évidemment de l'année 1968).

Ainsi, sur le graphique IX de l'article,

- la courbe représente le taux de croissance de la part des salaires dans la valeur ajoutée depuis 1973 :

$$\log Y_t - \log Y_{1973} = \sum_{j=1973}^t \Delta \log Y_j$$

- les histogrammes représentent la contribution des différents facteurs explicatifs à l'écart de niveau de la part des salaires entre 1973 et l'année  $t$ , soit :

$$\sum_{j=1973}^t \frac{B_i(L)}{A(L)} \Delta \log X_{i,j} \text{ pour } i = 2 \text{ à } 4.$$

décennie 70 jusqu'en 1996, même si l'équation a tendance à légèrement sous-estimer la part des salaires dans la phase de hausse du milieu des années 70 et à la surestimer dans la phase de baisse de la décennie 80. Sur l'année 1997, qui ne fait pas partie de la période d'estimation, la simulation prévoit une hausse de la part des salaires, là où la valeur observée fait état d'une baisse d'un point environ.

Afin d'évaluer l'impact relatif des différents paramètres dans l'évolution de la part des salaires dans la valeur ajoutée, un calcul des contributions dynamiques a été effectué (cf. graphique IX ; pour une explication formalisée succincte du calcul des contributions dynamiques, cf. encadré 6). Plusieurs enseignements peuvent être tirés de ce calcul de contributions. Tout d'abord, les mouvements des prix de l'énergie apparaissent comme les principaux déterminants de l'évolution de la part des salaires dans la valeur ajoutée. Ainsi, à la suite du

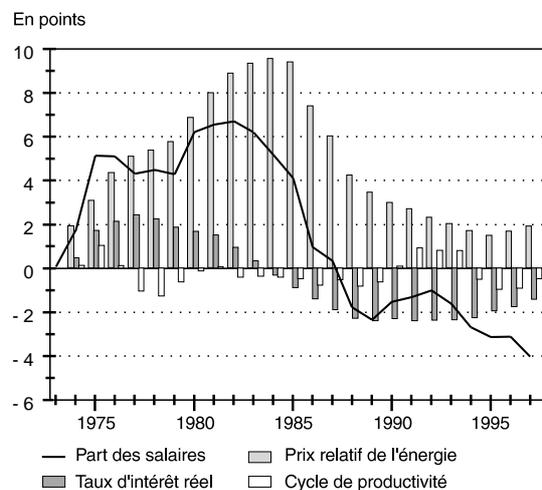
premier choc pétrolier, elle aurait été poussée à la hausse de près de 5 points, du seul fait du doublement du prix de l'énergie. La seconde hausse de ce dernier, à la fin des années 70, aurait induit une augmentation supplémentaire de même ampleur. Les effets du contre-choc pétrolier auraient été plus rapides, réduisant de près de 6 points, toutes choses égales par ailleurs, la part des salaires en 5 ans, de 1986 à 1990.

### L'effet des taux d'intérêt, plus faible, est concentré sur la décennie 80

Parallèlement, les fluctuations des taux d'intérêt réels auraient également contribué à faire évoluer la part des salaires dans la valeur ajoutée, mais dans une moins grande ampleur. Ainsi, jusqu'à la veille du second choc pétrolier, la forte inflation aurait réduit les taux d'intérêt réels et autorisé une hausse de la part des salaires. Sur la période 1973-1977, ces mouvements expliqueraient environ 2 points de hausse de la part. Par la suite, le relèvement des taux nominaux aurait contribué, pendant une dizaine d'années, à faire baisser la part des salaires. Ainsi, jusqu'en 1989, la remontée constante des taux réels aurait joué négativement. Cette année-là, l'effet aurait été le plus important : le niveau élevé des taux aurait expliqué plus de deux points de baisse de la part des salaires par rapport au niveau de 1973. Cette influence des taux d'intérêt à la baisse sur la part des salaires aurait, en fait, été masquée par la tendance à la hausse induite par les prix de l'énergie jusqu'au milieu des années 80. Cependant, ils auraient contribué au mouvement de baisse amorcé dès 1982, alors même que les ajustements consécutifs au second choc pétrolier auraient encore joué à la hausse sur la part des salaires dans la valeur ajoutée pendant deux ans, jusqu'en 1984.

Enfin, pour ce qui concerne les années récentes et jusqu'en 1996, les mouvements de la part des salaires dans la valeur ajoutée seraient très atténués, par rapport à ceux des deux décennies précédentes. De plus, la majeure partie de ces fluctuations serait due aux évolutions conjoncturelles, au travers du cycle de productivité. Les prix relatifs de l'énergie n'auraient plus contribué qu'à réduire très légèrement la part des salaires, tandis que la détente progressive des

Graphique IX  
Contributions cumulées des différents paramètres au niveau relatif de la part des salaires dans la valeur ajoutée par rapport à l'année 1973



Lecture : la courbe représente l'évolution en points de la part des salaires par rapport à son niveau de 1973. Les différents histogrammes correspondent à la part de cette évolution expliquée par chacun des différents déterminants du partage de la valeur ajoutée. Ainsi, pour l'année 1977, le renchérissement du prix de l'énergie par rapport à 1973 contribue à rehausser de 5 points la part des salaires, la baisse des taux d'intérêt réels y contribue à hauteur de 2,5 points. En revanche, le plus grand dynamisme de l'activité en 1977 par rapport à 1973 contribue à baisser d'environ 1 point la part des salaires. Finalement, et une fois tenu compte des résidus économétriques, on explique que la part des salaires soit plus élevée de 4 points en 1977 par rapport à son niveau de l'année 1973.

Champ : sociétés et quasi-sociétés hors grandes entreprises nationales.

Source : Comptabilité nationale, Insee.

4. Les prix de l'énergie ont crû environ de 15 % en 1996 et de 7 % en 1997 et les taux longs, en termes réels, ont baissé de 80 points de base en 1996 et de 100 en 1997.

taux d'intérêt aurait plutôt eu tendance à l'orienter à la hausse, ces deux mouvements se contrebalançant globalement.

\*  
\* \*

Pour la dernière année disponible, 1997, l'équation retrace mal l'évolution observée à partir des chiffres provisoires de la Comptabilité nationale (cf. graphique VIII). Le calcul des contributions permet de comprendre ce mésajustement. En effet, la remontée des prix de l'énergie, tout comme la poursuite de la détente des taux réels longs (4), sont autant d'éléments qui devraient plutôt pousser à la hausse la part des salaires dans la valeur ajoutée. Par ailleurs, le léger fléchissement de la progression de l'activité en 1995 et 1996 aurait également tendance à augmenter la part des salaires, en vertu du cycle de productivité. Au total, aucun de ces éléments n'expliquent la tendance à la baisse sur l'année 1997.

Un premier élément explicatif consisterait à arguer qu'il s'agit du seul point qui ne rentre pas dans la période d'estimation, et en ce sens, on pourrait s'attendre à ce qu'il soit mal retracé. Cet argument équivaut à reconnaître qu'on ne croit pas, finalement, à la pérennité de la représentation du partage de la valeur ajoutée faite ici. En fait, il n'en est rien : quand on estime l'équation d'évolution du partage de la valeur ajoutée uniquement jusqu'en 1994, la simulation est satisfaisante sur les deux années suivantes et les contributions des différents paramètres analogues à celles du modèle estimé jusqu'en 1996 (cf. annexe II). Plus vraisemblablement, la montée en charge, sur les dernières années, des politiques d'aide à l'emploi, qui passent essentiellement par une baisse du coût du travail pour les entreprises, pourrait être à l'origine de cette baisse en 1997 : elle pourrait avoir généré des modifications dans les délais d'ajustement vers la relation de long terme. Il est cependant impossible de tester cette hypothèse, eu égard au peu d'observations postérieures à la mise en place de ces dispositifs. De plus, l'évolution esquissée en 1997 est susceptible d'être modifiée par les chiffres définitifs de la Comptabilité nationale.

L'ensemble de ces résultats souligne le rôle prépondérant des chocs pétroliers dans les importantes fluctuations du partage de la valeur ajoutée sur les trente dernières années. Dans un premier temps, la modification très brusque des prix de l'énergie et le ralentissement de la productivité du travail ont induit une forte montée de la part des salaires. À plus long terme, l'augmentation durable de la facture énergétique, dans la mesure où l'élasticité de substitution entre travail et l'agrégat capital-énergie serait inférieure mais proche de l'unité, joue dans le même sens. Cette prédominance du prix de l'énergie comme facteur explicatif ne doit pas pour autant masquer l'impact des taux d'intérêt réels dans le partage de la valeur ajoutée. Même si les difficultés de mesure du coût d'usage du capital rendent les tests délicats à interpréter, un faisceau d'éléments permet de conclure au rôle partiel de la montée des taux d'intérêt réels dans la baisse de la part des salaires sur les années 80, combiné au contre-choc pétrolier sur la fin de la décennie.

En dernier lieu, cette étude permet de calculer, de manière indirecte, l'élasticité de substitution entre le facteur travail et l'agrégat capital-énergie : deux évaluations indépendantes font état d'une élasticité comprise entre 0,9 et 1, conformes aux estimations effectuées sur d'autres pays industrialisés.

Ces chiffres doivent, néanmoins, être appréciés avec précaution : pour remonter jusqu'au début des années 60, le constat ne peut s'effectuer qu'à partir de données annuelles. On ne dispose que d'une trentaine de points, ce qui peut conférer une certaine fragilité aux résultats. Cependant, sur les dernières années disponibles, seule 1997 présente un écart important entre la simulation et l'observation. La montée des allègements de charges sociales, en contribuant à réduire la progression du coût du travail depuis 1993, pourrait avoir causé ce mésajustement. □

---

## BIBLIOGRAPHIE

- BdF, DP, Erasme, Insee et OFCE (1996), « Structures et propriétés de cinq modèles macroéconomiques français », *Document de travail*, n° G9601, Insee.
- Blanchard O. (1997), « The Medium Term », *Brookings Papers on Economic Activity*, Brookings Institution Washington D.C, vol. 2, pp. 89-158.
- Caballero R. et Hammour M. (1998), « Jobless Growth : Appropriability, Factor Substitution and Unemployment », *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 48, pp. 51-94.
- Cette G. et Mahfouz S. (1996), « Le partage primaire du revenu : un constat descriptif sur longue période », *Économie et Statistique*, n° 296-297, pp. 165-189.
- Cotis J.-P. et Rignols E. (1998), « Le partage de la valeur ajoutée : quelques enseignements tirés du “ paradoxe franco-américain ” », *Revue de l'OFCE*, n° 65, pp. 291-344.
- Engle R. et Yoo B. (1987), « Forecasting and Testing in Co-Integrated Systems », *Journal of Econometrics*, n° 35, pp. 143-159.
- Fauvet L. (1996), « Le partage primaire du revenu : descriptif du mode de construction des données », *Note interne*, n° 119/ G221, Insee.
- Hamilton J. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- Stock J. et Watson M. (1993), « A Simple Estimator of Cointegrated Vectors in High Order Integrated Systems », *Econometrica*, n° 61, pp. 783-820.
-

**LE TEST DE SIGNIFICATIVITÉ DES VARIABLES ENTRANT DANS LA RELATION DE CO-INTEGRATION**

Une méthode pour recalculer des t de Student à comparer aux lois standards lorsque l'on estime la relation de long terme (Stock et Watson, 1993 ; Hamilton, 1994).

Principe de la méthode

Soit  $(y_{1t}, y_{2t})$  un vecteur de variables co-intégrées toutes I(1),  $y_{1t}$  scalaire et  $y_{2t}$  vecteur de dimension g.

Elles satisfont un système du type :

$$\begin{cases} y_{1t} = \alpha + \gamma' y_{2t} + z_t & (1) \\ y_{2t} = y_{2t-1} + u_{2t} & (2) \end{cases}$$

avec  $z_t$  et  $u_{2t}$  stationnaires.

La méthode des moindres carrés ordinaires appliquée à l'équation (1) donne des estimateurs convergents des paramètres (cette absence de biais n'est due qu'à la non-stationnarité des variables. Si elles sont stationnaires, cette propriété ne tient plus). Mais, du fait de l'endogénéité des variables  $y_{2t}$ , les t de Student suivent des lois non standards et les tests de significativité traditionnels ne peuvent plus être utilisés. Pour corriger la corrélation entre  $z_t$  et les  $u_{2t}$ , Stock et Watson (1993) ont proposé d'introduire des termes avancés et retardés du processus  $u_{2t}$  dans la relation (1). Cela revient à estimer la relation de co-intégration en rajoutant parmi les variables explicatives des termes avancés et retardés de  $\Delta y_2$ .

On a alors :

$$\begin{cases} y_{1t} = \alpha + \gamma' y_{2t} + \sum_{i=-p}^p \beta'_i \Delta y_{2t-i} + z_t & (3) \\ y_{2t} = y_{2t-1} + u_{2t} & (4) \end{cases}$$

avec  $z_t$  et  $u_{2t}$  non corrélés.

Les tests standards peuvent être menés à partir du modèle réécrit sous la forme (3), sous réserve de corriger de l'éventuelle autocorrélation des résidus  $z_t$ .

Plus précisément, pour tester la significativité d'une des variables de  $y_{2t}$  dans la relation de co-intégration, la statistique habituelle de Student issue de la relation (3) doit être multipliée par

$$\left( \frac{\hat{s}}{\hat{\lambda}} \right),$$

où

$\hat{s}$  est l'écart type estimé de l'équation (3) par les MCO,

$z_t$  est approché par un processus AR(p) de la

$$z_t = \sum_{i=1}^p \phi_i z_{t-i} + e_t \quad (5),$$

$$\hat{\lambda} = \frac{\hat{\sigma}}{p} \left( 1 - \sum_{i=1}^p \hat{\phi}_i \right)$$

avec  $\hat{\sigma}$  et  $\hat{\phi}_i$  l'écart-type et les coefficients estimés du modèle (5).

Application à la part des salaires dans la valeur ajoutée

Ici, on a estimé une équation avec un seul terme avancé et un seul terme retardé pour chaque variable explicative de la part des salaires dans la valeur ajoutée, à savoir le taux d'intérêt réel et le prix relatif de l'énergie :

$$\begin{aligned} \log(\text{part}) = & -0,358 - 0,0094r + 0,0907 \log p_E \\ & (0,0165) \quad (0,0026) \quad (0,0126) \\ & + 0,0025 \Delta r_{-1} + 0,0037 \Delta r - 0,0068 \Delta r_{+1} \\ & (0,0027) \quad (0,0035) \quad (0,0035) \\ & + 0,0040 \Delta \log p_{E,-1} - 0,021 \Delta \log p_E - 0,0054 \Delta p_{E,+1} \\ & (0,030) \quad (0,029) \quad (0,027) \\ & + \hat{u}_t \end{aligned}$$

où la somme des carrés des résidus (SSR) vaut 0,01589 et la période d'estimation est 1962-1995, ce qui correspond à 34 observations (T = 34). Les valeurs entre parenthèses correspondent aux écarts-types.

La variance estimée vaut donc :  $\hat{s}^2 = (T - 9)^{-1} \text{SSR} = (0,02512)^2$ .

L'évaluation de la statistique du test de significativité des coefficients nécessite l'estimation d'un processus autorégressif approchant le résidu estimé  $\hat{u}_t$  (on a ici retenu un AR(2) de la forme  $\hat{u}_t = \phi_1 \hat{u}_{t-1} + \phi_2 \hat{u}_{t-2} + \hat{e}_t$ ) :

$$\hat{u}_t = 0,6742 \hat{u}_{t-1} - 0,03519 \hat{u}_{t-2} + \hat{e}_t$$



ANNEXE I  
(fin)

avec  $SSR = 0,007076$  et la période d'estimation est 1964-1995, ce qui correspond à 32 observations.

$$\text{Donc, } \hat{\sigma}^2 = \frac{0,007557}{32 - 2} = (0,015871)^2.$$

La statistique de test à comparer à la loi de Student pour tester de la significativité des termes de la relation de long terme est alors de la forme :

(estimateur / écart type)  $\times \left( \frac{\hat{s}}{\hat{\lambda}} \right)$

$$\text{où } \hat{\lambda} = \frac{\hat{\sigma}}{1 - \hat{\phi}_1 - \hat{\phi}_2} = 0,042545.$$

Pour le taux d'intérêt réel, la statistique de test vaut alors - 2,15. Pour le prix relatif de l'énergie, elle est de 4,37. Le seuil critique de la loi de Student à 5 % étant de 1,96, on rejette donc la nullité des coefficients des deux variables explicatives de la part des salaires dans la valeur ajoutée à long terme.

L'ADÉQUATION ENTRE SÉRIE OBSERVÉE ET SÉRIE CUMULÉE

Lorsque l'on estime l'équation d'évolution de la part des salaires dans la valeur ajoutée jusqu'en 1996, le premier point hors de la période d'estimation, à savoir l'année 1997, présente un écart important entre simulation et observation. Afin de vérifier la stabilité de cette équation (1), on estime l'équation jusqu'en 1994, qui correspond, en fait, à la fin du dernier cycle. En effet, dans la mesure où le cycle de productivité intervient dans le partage de la valeur ajoutée, il est, en théorie, préférable d'avoir un nombre entier de cycles dans la période d'estimation.

ficativement les coefficients et la qualité de l'estimation. Qui plus est, on vérifie aussi que simulation et observation coïncident de manière satisfaisante sur les deux points, même lorsque ces deux années ne font pas partie de la période d'estimation (cf. graphiques A). Les poids des contributions des différents paramètres n'évoluent pas non plus entre les deux estimations (cf. graphiques B). Le mésajustement de 1997 n'est donc pas dû au fait que cette dernière année ne fait pas partie de la période d'estimation.

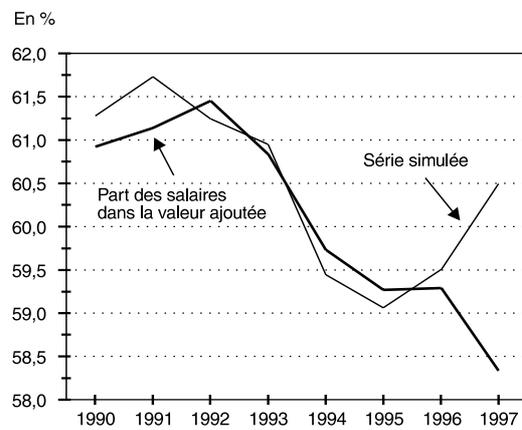
De fait, il apparaît que l'introduction des années 1995 et 1996 dans l'estimation ne modifie pas signi-

1. De véritables tests de stabilité, du type du test de Chow, n'étaient pas possibles, faute d'observations suffisamment nombreuses à partir de la fin du dernier cycle.

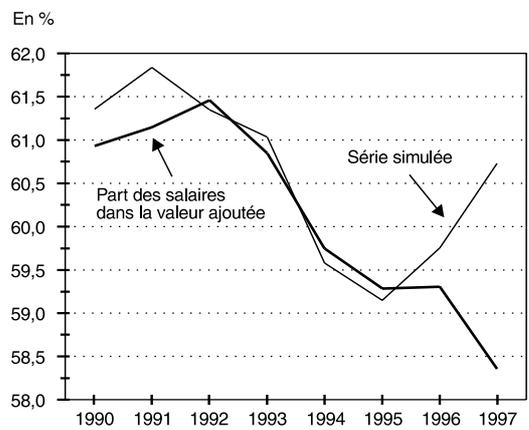
Graphiques A

Simulation dynamique de l'équation estimée

I - Jusqu'en 1996



II - Jusqu'en 1994

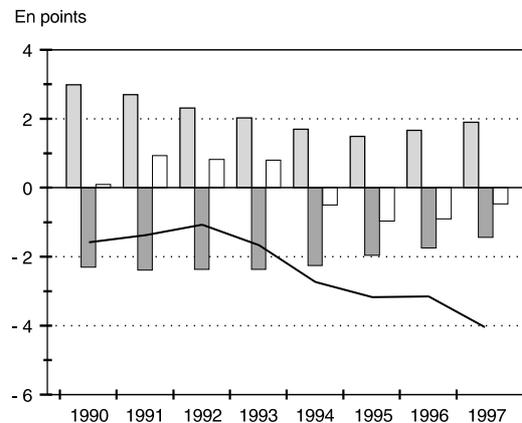


Champ : sociétés et quasi-sociétés hors grandes entreprises nationales.  
Source : Comptabilité nationale, Insee.

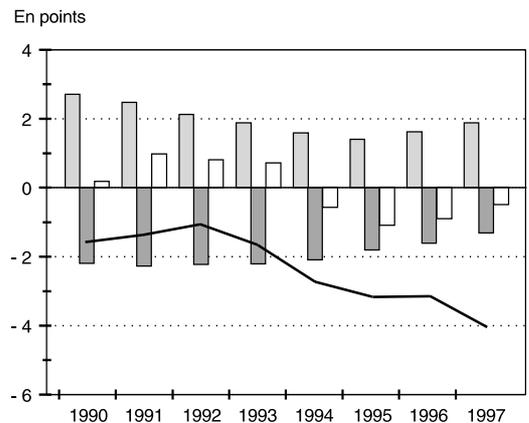
Graphiques B

Contributions dynamiques à partir de l'équation estimée

I - Jusqu'en 1996



II - Jusqu'en 1994



— Part des salaires      □ Prix relatif de l'énergie  
■ Taux d'intérêt réels      □ Cycle de productivité

Champ : sociétés et quasi-sociétés hors grandes entreprises nationales.  
Source : Comptabilité nationale, Insee.