

# Composantes sectorielles et nationales dans l'évolution du résidu Solow

François LANGOT \*

**RÉSUMÉ.** – L'analyse des fluctuations du résidu Solow, comme indicateur des chocs technologiques, est au cœur du débat actuel sur la théorie des cycles. Le but de ce travail est d'évaluer les parts relatives de la variance du résidu Solow expliquées par les sources propres à un secteur ou spécifiques aux pays. Nos résultats confirment clairement la prédominance des chocs sectoriels, communs à tous les pays, par rapport aux chocs nationaux. Ce résultat semble être favorable à la théorie des cycles réels ou « Real Business Cycles » (R.B.C.), ou du moins à une place importante pour les chocs technologiques dans des modèles « synchroniques » retenant plusieurs types d'impulsions conjoncturelles.

---

## Sectoral and National Disturbances to the Solow Residual

**ABSTRACT.** – Explanations of fluctuations in the Solow residual, as an indicator of technical change, belong to the hard core of the current debate on business cycle theories. The purpose of this paper is to evaluate the relative contribution of the common sectoral and specific national disturbances to the variance of international estimates of the Solow residual at a sectoral level. Our results clearly confirm the dominance of sectoral shocks, common to all countries, over national disturbances. This feature provides a point of evidence in favor of the Real Business Cycle view at least a important place for the technological shocks in models where there are several conjonctural impulses.

---

\* F. LANGOT : M.A.D., Université de Paris-I, 90 rue de Tolbiac, 75634 Paris Cedex 13. Je remercie P.Y. Hénin, J.O. Hairault et G. Salmat pour leurs conseils, J.P. Laffargue et deux rapporteurs anonymes pour leurs commentaires ainsi que le Commissariat Général au Plan qui a financé cette étude. Les erreurs et insuffisances sont miennes.

# 1 Introduction

---

La mise en évidence des différentes sources d'impulsion est au cœur de la problématique des fluctuations. En général, on oppose les chocs d'offre aux chocs introduits par la politique économique. Cependant, une évaluation pertinente de leurs contributions respectives passe par une bonne identification. STOCKMAN [1988] propose ainsi de prendre comme indicateur des chocs « réels » les chocs sectoriels, communs à différents pays, et les chocs spécifiques à un pays comme indicateur des chocs de politique économique. Par une analyse de variance, il décompose les variations de la production industrielle de sept pays européens et des U.S.A. en une composante sectorielle et une composante nationale afin d'évaluer la contribution respective de ces deux types de chocs. Il apparaît que la contribution à la variance de la production industrielle des chocs sectoriels, communs à tous les pays, est plus importante que la contribution des chocs spécifiques à chaque pays. Comme les composantes sectorielles sont censées refléter des chocs de productivité, ce résultat conforte l'approche de la théorie du « Real Business Cycle » (R.B.C.) où les innovations technologiques sont les impulsions du cycle économique.

Toutefois, la validation de cette théorie alternative du cycle, nécessite un test en amont : la productivité globale des facteurs <sup>1</sup> est-elle exogène, c'est-à-dire, son innovation est-elle une impulsion non manipulable par une politique conjoncturelle, comme le postule la théorie R.B.C. ? Plus précisément, le résidu Solow mesure-t-il seulement les chocs technologiques ?

Le caractère pro-cyclique de la productivité globale des facteurs est un fait stylisé maintenant reconnu par les deux grands courants de la théorie économique. L'analyse keynésienne considère que les fluctuations du résidu Solow sont endogènes : elles résultent des délais d'ajustement des facteurs de production en réponse aux impulsions de demande. Pour les modèles R.B.C., les fluctuations du produit représentent les réponses optimales des agents aux chocs technologiques, mesurés par le résidu Solow, supposés exogènes : le caractère pro-cyclique de la productivité est postulé *a priori*. L'enjeu de ce débat porte donc sur l'exogénéité <sup>2</sup> du résidu Solow, *i.e.* son aptitude à refléter des chocs technologiques.

L'objet de ce travail, basé sur une estimation, pour les cinq plus grands pays de l'OCDE, des résidus Solow de différents secteurs, est de faire une analyse de variance « à la Stockman » afin d'évaluer les contributions relatives des perturbations sectorielles et nationales dans la variabilité de la productivité globale des facteurs, et de présenter les évolutions temporelles

---

1. La mesure de la productivité globale des facteurs dans le cadre de concurrence parfaite de ces modèles est le résidu Solow, point sur lequel nous reviendrons dans la troisième partie.

2. On parle ici d'exogénéité du résidu Solow si les fluctuations de celui-ci ne sont pas expliquées (ou causées) par les variations de la production, ou par des impulsions de demande.

de ces contributions à la variance. Les résultats montrent que les variations du résidu Solow sont dominées par les composantes sectorielles communes à tous les pays, interprétables comme résultant de chocs réels propres à un secteur d'activité, quelque soit le pays. De plus, une analyse conjoncturelle des profils des différentes composantes est effectuée, afin de montrer que chacun des effets estimés précède le produit. Ainsi pourrait-on considérer le résidu Solow comme relativement exogène par rapport aux conditions nationales, principalement associées à des conjonctures de la demande globale.

Cette étude est organisée de la façon suivante : la deuxième partie explique brièvement le cadre théorique auquel il est fait référence, la troisième partie expose la méthode de construction du résidu Solow, ses propriétés statistiques ainsi qu'un résumé de la méthode d'analyse de variance introduite par STOCKMAN [1988] et nos extensions, la quatrième partie présente les principaux résultats sur les poids et les profils des effets sectoriels et nationaux.

## 2 Le renouveau de l'analyse du cycle

---

Durant les années quatre-vingt, deux courants d'explication du cycle économique se sont développés : le premier, suggéré par GRANDMONT [1985], a pour objectif d'expliquer complètement le cycle en l'endogénéisant dans un modèle d'équilibre dynamique déterministe, le second, la théorie du R.B.C.,<sup>3</sup> postule que l'économie est soumise à des chocs exogènes constitués par des variations aléatoires de la productivité globale des facteurs.<sup>4</sup> Cette théorie fait l'hypothèse que les mécanismes de propagation qui déterminent le profil des réponses cycliques des différents agrégats doivent s'analyser dans les mêmes termes que la dynamique de la croissance à long terme, c'est-à-dire par un modèle d'accumulation optimale du capital et de substitution intertemporelle des biens et du loisir. La validité de l'explication s'apprécie à la capacité du modèle à reproduire un certain nombre de caractéristiques apparentes du mouvement cyclique, en particulier en matière de variance relative et de covariation des principales séries macroéconomiques entre elles et avec la productivité du travail. Pour cette méthodologie, les variations de productivité globale des facteurs représentent donc la principale impulsion exogène pour l'activité économique d'un pays.

L'attention apportée aux chocs de productivité s'étend au modèle de cycle international. DELLAS [1986] montre que la covariance de l'activité économique entre les pays de l'OCDE vient d'une corrélation des

---

3. Les deux modèles souches sont ceux de KYDLAND et PRESCOTT [1982], et LONG et PLOSSER [1983].

4. Pour une synthèse, voir HÉNIN [1989, 1991] ou KING, PLOSSER et REBELO [1988].

impulsions, due à des chocs communs plutôt qu'à des mécanismes de propagation. Dans un modèle RBC à deux pays, BACKUS, KEHOE et KYDLAND [1990] confirment la nécessité d'un niveau de corrélation élevé des chocs nationaux de productivité globale des facteurs entre les pays de manière à reproduire la variabilité observée du produit. Si des chocs sectoriels communs à tous les pays sont mis en évidence, cette hypothèse nécessaire de forte corrélation sera justifiée.<sup>5</sup>

On comprend alors que les RBC s'opposent fondamentalement à la conception keynésienne du cycle de productivité dans laquelle le résidu Solow est endogène, ce qui peut s'expliquer par l'existence de rendements croissants à court terme et d'une concurrence imparfaite (HALL [1986, 1990]) ou par des comportements de thésaurisation de main d'œuvre (ROTEMBERG et SUMMERS [1988]). Cette perspective est confortée par les résultats d'études économétriques comme celles de EVANS [1991] ou BERNANKE et PARKINSON [1991], ce qui remet en cause la vision des protagonistes des cycles réels.

De ce fait, le résidu Solow se retrouve au cœur du débat actuel sur la théorie du cycle. Ainsi, si la méthodologie statistique de STOCKMAN [1988], confirme la prédominance des chocs sectoriels communs à tous pays dans la variance du résidu Solow, la pertinence du paradigme RBC se trouvera confortée.

## 3 Construction du résidu Solow et présentation de l'analyse de variance

---

### 3.1. Le résidu Solow : dérivation et propriétés statistiques

Comme le fait SOLOW [1957], nous supposerons la séparabilité de la contribution du progrès technique, les rendements constants et la concurrence parfaite pour la fixation des prix. Ainsi, un indicateur pertinent de la variation de la productivité globale des facteurs peut être défini à partir de la fonction de production suivante :

$$(1) \quad Y_t = F(K_t, L_t) \cdot RS_t$$

où  $Y_t$ ,  $K_t$ ,  $L_t$  et  $RS_t$  représentent respectivement les niveaux de production, du stock de capital, de l'emploi et de la productivité globale des facteurs

---

5. Des études empiriques insistent sur le rôle des chocs communs dans le cycle international : GERLACH [1988] et AHMED, ICKES, WANG et YOO [1989].

résultant du progrès technique.<sup>6</sup> La relation d'Euler permet d'écrire :

$$(2) \quad \frac{dY_t}{Y_t} = \alpha_t \cdot \frac{dL_t}{L_t} + (1 - \alpha_t) \cdot \frac{dK_t}{K_t} + \frac{dRS_t}{RS_t}$$

avec

$$(3) \quad \alpha_t = \frac{w_t \cdot L_t}{p_t \cdot Y_t}$$

c'est-à-dire,  $\alpha_t$  représente la part des salaires dans le produit.

Ainsi, en approximant les taux de croissance par des différentielles logarithmiques, on obtient le résidu Solow, noté  $drs_t$  :

$$(4) \quad drs_t = dy_t - \alpha_t \cdot dl_t - (1 - \alpha_t) \cdot dk_t$$

où  $dy_t$ ,  $dl_t$  et  $dk_t$  représentent respectivement les taux de croissance du produit, du travail et du capital. Nous appliquerons cette formule pour calculer les résidus Solow de chaque secteur des cinq plus grands pays de l'OCDE (USA, Japon, RFA, France, RU) sur la période 1962-1986. Deux décompositions seront effectuées : une à un niveau sectoriel (6 secteurs par pays), une autre en décomposant plus finement le secteur industriel de chaque pays en 12 « sous-secteurs » (ce qui donne 17 secteurs par pays). Comme la mesure du résidu Solow est calculé à partir de taux de croissance annuels, le terme  $\alpha_t$ , part des salaires dans la valeur ajouté, est calculé comme une moyenne entre  $t$  et  $t-1$ . Ainsi on obtient :

$$(5) \quad drs_t = (dy_t - dl_t) - \left(1 - \frac{\alpha_t + \alpha_{t-1}}{2}\right) \cdot (dk_t - dl_t)$$

Ceci nous permet de calculer les séries du résidu Solow retenues pour l'analyse de variance.<sup>7</sup> Au niveau sectoriel, le nombre d'heures travaillées n'est pas disponible, ce qui a pour effet d'exagérer la volatilité cyclique de notre indicateur. Toutefois, HANSEN [1985] en examinant la volatilité comparée des heures et des effectifs, montre que l'emploi supporte une plus grande part des ajustements conjoncturels que le nombre d'heures travaillées. Il est important de noter que l'influence des variations du stock de capital n'est pas négligeable sur données annuelles, où contrairement au cas de données trimestrielles, on peut, sans doute considérer que la variation de la productivité du travail constitue une bonne « proxy » du résidu Solow car la variabilité de court terme du capital est faible (ainsi, BEC et HÉNIN [1990] identifient les chocs d'offre à partir de la productivité apparente du travail dans des VAR). De plus, les profils respectifs d'investissement paraissent être un important facteur de différenciation sectorielle : de ce fait, il nous

6. On considère que la fonction de production n'a pas comme input l'énergie; l'étude de BRENDT et WOOD [1986] montre que l'impact quantitatif direct des variations du prix de l'énergie sur la productivité globale des facteurs est très faible lors des chocs pétroliers et donc négligeable à toute autre période. La répercussion macroéconomique des chocs pétroliers s'explique par l'ensemble de leurs conséquences directes et indirectes et non pas par leur impact automatique sur la productivité.

7. Les séries sont issues de la Banque de Données Sectorielles de la CEE (données annuelles).

paraît important de travailler sur le résidu Solow plutôt que sur un indicateur partiel de productivité.<sup>8</sup>

Pour la modélisation comme pour l'analyse statistique, il convient de déterminer si la productivité globale des facteurs suit un processus stationnaire en niveau ou en différence. Les modèles théoriques de RBC ont successivement retenu ces deux hypothèses : KING, PLOSSER et REBELO [1988 I et II] développent d'une part un modèle canonique où le processus suit par RS (l'intégrale, ou somme cumulée en temps discret, du résidu Solow) est stationnaire en niveau et d'autre part, explicitent les précautions à prendre lorsque l'on introduit un niveau de progrès technique non stationnaire. Pour l'analyse statistique, il importe évidemment de s'assurer que la variance dont on se propose de fournir une décomposition est finie et constante dans le temps, et donc que *drs* est lui-même stationnaire.

Les trois quarts des séries nationales/sectorielles de l'intégrale du résidu Solow ont une tendance stochastique (I(1)) : ceci semble donc être une caractéristique commune. Le tableau suivant résume les résultats de cette analyse des processus, qui est effectuée grâce aux tests de Dickey et Fuller (1979DF; 1981 ADF), avec lesquels il est possible de qualifier la non-stationnarité stochastique autour d'une constante ou/et autour de tendance (linéaire ou quadratique).<sup>9</sup>

TABLEAU 1

*Tests de stationnarité*

	USA	Japon	RFA	France	RU
Agriculture . . . . .	I (1)	I (1)+T <sup>2</sup>	I (1)	I (1)	I (1)+T <sup>2</sup>
Énergie . . . . .	I (1)	I (1)+T	I (1)	I (1)+T <sup>2</sup>	I (1)+T <sup>2</sup>
Industrie . . . . .	I (0)+T	I (1)+T	I (0)+T	I (1)+T	I (0)+T
BTP	I (1)+T	I (0)+T	I (1)+T	I (1)+T	I (1)
Services M. . . . .	I (1)+T	I (1)+T <sup>2</sup>	I (0)+T	I (1)	I (1)
Services NM. . . . .	I (1)	I (1)+T <sup>2</sup>	I (1)+T <sup>2</sup>	ND	I (1)+T

I (0)+T : la série en niveau est stationnaire autour d'une tendance.

I (1) : non stationnaire.

I (1)+T : non stationnaire autour d'une tendance.

I (1)+T<sup>2</sup> : non stationnaire autour d'une tendance quadratique.

La représentation traditionnelle de la productivité globale des facteurs dans la fonction de production comme stationnaire autour d'une fonction linéaire du temps n'est validée que pour les secteurs industriels agrégés de trois pays dont les USA. Toutefois, les tests effectués au second niveau de désagrégation suggèrent la généralisation de l'identification des processus comme étant intégrés d'ordre 1 (I(1)) quelques soient le pays et le secteur ou sous-secteur. La faible puissance de ces tests ne permet pas de discriminer entre quasi-racine unitaire et racine unitaire : la forte persistance (sans être infinie) postulée par les théoriciens des RBC ne peut être rejetée. Par contre,

8. Voir cependant l'étude de BRUNO et REICHLIN [1991] qui adopte une solution différente.

9. Voir l'annexe pour l'explication de la stratégie de test.

les séries de résidu Solow, *drs*, utilisées pour l'analyse de variance, sont I(0) donc de variance finie et constante.

Nous allons maintenant étudier, au niveau agrégé seulement, les variabilités des résidus Solow et les comparer à celle du cycle économique, *i. e.* la croissance de la valeur ajoutée réelle (notée *dvav*). Les variabilités seront mesurées par les écarts types.

TABLEAU 2

*Écarts types de drs et de dvav*

	USA	Japon	RFA	France	RU
$\sigma_{drs}$ . . . . .	0.0182	0.0211	0.0160	0.0165	0.020
$\sigma_{dvav}$ . . . . .	0.0243	0.0243	0.0217	0.0191	0.0219

TABLEAU 3

*Corrélation cycle/résidu Solow*

	USA	Japon	RFA	France	RU
corr ( <i>drs</i> , <i>dvav</i> ) . . . . .	0.9102	0.8662	0.9167	0.9850	0.9334

On observe que les variabilités (tableau 2) du résidu Solow sont sensiblement identiques quelque soit le pays. De plus, on remarque que les écarts types des résidus Solow de chacun des pays sont relativement proches de ceux de la croissance de l'output.

De même, nous avons vérifié (tableau 3) que le résidu Solow est procyclique, comme le suggère un grand nombre d'étude.

L'analyse de variance qui suit rend compte des différentes sources de fluctuation du résidu Solow, afin d'évaluer dans quelle mesure cet indicateur évalue le progrès technique.

### 3.2. La méthode d'analyse de variance

Diverses méthodes multivariées sont disponibles afin de mesurer la contribution relative de chocs agrégés ou spécifiques, tels les chocs sectoriels, régionaux ou nationaux.<sup>10</sup>

L'approche de STOCKMAN [1988] constitue également une méthodologie pertinente dans la mesure où elle peut s'interpréter comme une décomposition du résidu Solow sur des variables inobservables.

Si l'on considère en effet que le résidu Solow calculé pour le secteur *i* et le pays *n*, *drs<sub>i,n</sub>*, ne coïncide pas avec le vrai choc technologique, noté  $\phi_{i,n}$ ,

10. Voir LONG et PLOSSER [1983], NORRIN et SCHLAGENHAUF [1988, 1991], GERLACH et KLOCK [1988], ou P. Y. HÉNIN [1989] pour une revue de ces différents travaux.

mais intègre l'impact d'un terme supplémentaire  $\varepsilon_{i,n}$  d'intensité d'utilisation des facteurs ou d'effort dans la terminologie de BURNSIDE, EICHENBAUM et REBELO [1990], on peut ainsi écrire:<sup>11</sup>

$$(6) \quad drs_{i,n} = \varphi_{i,n} + \alpha \varepsilon_{i,n}$$

La variance du résidu Solow expliquée par des effets communs à tous les pays et propre à un secteur est un indicateur de la contribution de  $\varphi_{i,n}$ , *i.e.* des chocs sur la technologie propre à ce secteur: quelque soit le pays, une innovation technologique va affecter la fonction de production d'un type de bien. De même, la partie de la variance expliquée par des effets propres à un pays pour tous ses secteurs peut s'interpréter comme résultant de la variable  $\varepsilon_{i,n}$  d'intensité de l'utilisation de la main d'œuvre face à un choc de demande (ROTEMBERG et SUMMERS [1986]) dans une optique plus keynésienne ou BURNSIDE, EICHENBAUM et REBELO [1990] dans un modèle «synchrétique» à deux impulsions.

L'analyse de variance repose sur l'approximation suivante de l'équation (6):

$$(7) \quad drs(i,n,t) = e + g(n,t) + f(i,t) + m(i,n) + u(i,n,t)$$

où  $drs(i,n,t)$  et  $u(i,n,t)$  sont respectivement le résidu Solow et la perturbation relative au secteur  $i$  du pays  $n$  à la date  $t$ .  $e$  est la constante.

Le terme  $g(n,t)$  représente l'interaction entre l'effet fixe du pays  $n$  avec l'effet de la date  $t$ , *i.e.*  $g(n,t)$  est égal au produit scalaire  $g(n) * v(t)$  pour chaque pays  $n$  à chaque date  $t$ , mais commun à tous les secteurs. Un élément générique de  $g(n,t)$  peut être explicité (avant normalisation) comme le produit suivant:

$$(8) \quad g_{n,t} = a_{n,t} \cdot \sum_i g_{n,i} \cdot V_{t,i} = a_{n,t} \cdot G_{n,t}$$

où  $a_{n,t}$  est le coefficient mesurant l'intensité de l'effet d'interaction et  $G_{n,t}$  une variable indicatrice composite. Il est interprétable comme une mesure de l'effet de la conjoncture nationale sur la variance du résidu Solow

Le terme  $f(i,t)$ , commun à tous les pays, est le résultat du produit scalaire  $f(i) * v(t)$  pour chaque secteur et chaque date  $t$ , *i.e.* l'interaction de l'effet fixe du secteur  $i$  et de l'effet fixe de la date  $t$ . Ceux-ci mesureront l'impact du vrai choc technologique. Toutefois, ce terme peut refléter d'éventuels chocs macroéconomiques, si ceux-ci affectant de manière identique tous les pays industrialisés (par exemple les chocs pétroliers) et ayant des répercussions différentes suivant l'élasticité de la demande au revenu pour chacun des secteurs.

Enfin, le terme  $m(i,n)$ , effet constant dans le temps, est spécifique au secteur  $i$  et au pays  $n$ .

Une normalisation est nécessaire à l'identification du modèle:  $g(n,t) = f(i,t) = m(i,n) = 0$  si  $n = \text{France}$  et  $t = 1986$ , *i.e.* la France et l'année

11. L'hypothèse de concurrence monopolistique retenue par HALL [1990] conduit à une décomposition semblable du résidu apparent, *i.e.* calculé à partir de pondération en terme de revenu.



1986 sont pris comme référence, donc, les coefficients estimés sont à interpréter en terme d'écart relativement au référentiel choisi (France, 1986).

La séquence des coefficients estimés relatifs à la matrice  $g(n, t)$ ,  $t$  allant de 1962 à 1985, décrit le profil temporel de l'effet du pays  $n$ , et, de même, les coefficients relatifs à  $f(i, t)$  nous permettent d'évaluer les effets sectoriels au cours du temps. Stockman, dans l'analyse des variations du produit industriel, met l'accent sur le fait que cette spécification « *suppose que les perturbations spécifiques à un pays aient le même effet sur le taux de croissance du produit de tous les secteurs durant la période d'estimation. Ceci semble peu vraisemblable, étant donné que les secteurs ont des cycles d'amplitudes différentes* » (p. 394).<sup>12</sup> La dispersion relativement large des écarts types de nos estimations du résidu Solow confirme le bien fondé de cette remarque pour notre étude. L'impact propre à un pays sur les variations des résidus Solow de ces différentes activités ne peut donc pas avoir une influence uniforme sur tous les secteurs, ceux-ci ayant des variabilités différentes, ce qui peut traduire une plus ou moins grande sensibilité à la conjoncture nationale des différents secteurs. Ainsi, nous estimerons une variante du modèle à effets croisés où la variable dépendante ( $drs(i, n, t)$ ) est divisée par l'écart type sectoriel  $\sigma_i$ , alors que les variables explicatives restent inchangées.

Enfin, un test de la fiabilité des résultats sera effectuée en estimant, sur deux sous périodes, les contributions relatives des différentes sources de variance. En effet, en observant les séries du résidu Solow, à partir de l'année 1975, celles-ci semblent plus volatiles. Notre méthodologie permet d'obtenir une explication de cette caractéristique des données, en comparant le poids relatif des effets pays et secteurs suivant différentes sous-périodes.

Il semble important de remarquer que les données manquantes dans l'échantillon ainsi que la définition des sources de variation envisagées, induisent une corrélation des différents effets (deux des trois sources de variance envisagées font intervenir le temps). Les données disponibles ne permettent de calculer un résidu Solow pour le Japon qu'à partir de 1972, alors qu'en France, son évaluation s'avère impossible pour le secteur des services non marchands. De plus, une politique économique spécifique à un pays peut avoir des objectifs sectoriels : aide au développement des secteurs exportateurs... Donc, pour extraire la part de l'explication de la variance des résidus Solow exclusivement due aux différents effets envisagés, nous analyserons les parties orthogonales entre elles des sources de variance considérées. Afin d'obtenir des mesures « purgées » des covariances entre les variables explicatives, on calcule la somme des carrés expliqués par la partie de l'effet secteur orthogonale à l'effet pays ( $SCE_{f \perp g}$ ). La  $SCE_{f \perp g}$  est égale à la somme des carrés résiduels de l'analyse de variance faite sur les effets pays seuls, auxquels on retranche la somme des carrés résiduels de l'analyse de variance faite sur les effets pays et secteurs.<sup>13</sup>

Dans un premier temps, le modèle statistique estimé permet d'extraire le poids moyen du cycle international dans les variations du résidu Solow.

---

12. Pour plus d'explication voir STOCKMAN [1988].

13. Ce traitement s'applique pour tous les effets explicatifs envisagés.

Ce premier modèle, sans effet d'interaction, s'exprime de la façon suivante :

$$(9) \quad drs(i, n, t) = e + v(t) + f(i) + g(n) + u(i, n, t)$$

où  $drs(i, n, t)$ ,  $e$  et  $u(i, n, t)$  sont définis comme dans le précédent modèle. Le terme  $v(t)$  représente l'influence, commune à tous les pays et à tous les secteurs, de l'année  $t$ . Le terme  $f(i)$  est l'effet spécifique du secteur  $i$ , commun à tous les pays et à toutes les périodes. Le terme  $g(n)$  exprime l'effet spécifique du pays  $n$  pour toutes ses activités sur la période d'estimation. Dans cette analyse de variance inspirée de celle proposée par STOCKMAN [1988], l'effet temporel est écrit comme le produit scalaire d'un vecteur  $\alpha$  de coefficient  $\alpha_t$  par la matrice  $V$  de variable indicatrice  $V_{ij}$  ( $j=i, n$ ), *i.e.* la composante  $v(t)$  est  $\sum_j \alpha_t \cdot V_{ij}$ . L'identification<sup>14</sup> de ce type de modèle statis-

tique nécessite une normalisation qui est choisie telle que :  $g(n)=0$ , pour  $n$ =France pris comme pays de référence,  $f(i)=0$  pour  $i$ =industrie, prise comme activité de référence et  $v(t)=0$  pour  $t$ =1986. Ainsi, tous les résultats devront s'interpréter en terme de variation relativement au point de référence choisi (France, industrie, 1986).

Ce modèle à effets fixes implique des effets sectoriels et nationaux constants dans le temps, et un effet temporel commun à tous les pays et les industries. Ces restrictions sont levées en décomposant la variance du résidu Solow sur des effets sectoriels et nationaux évoluant dans le temps [équation (7)].

## 4 Résultats empiriques

---

### 4.1. Comparaison des différentes estimations

La comparaison des estimations<sup>15</sup> des différentes équations confirme le faible pouvoir explicatif du modèle à effets simples, alors que les spécifications tenant compte d'effets d'interaction donnent de meilleurs résultats. Lors des estimations, nous avons gardé dans l'échantillon les secteurs non-marchands dans le but d'avoir des résultats homogènes avec ceux de Stockman, malgré l'incertitude qui affecte la mesure de la productivité globale des facteurs dans ce secteur.<sup>16</sup>

---

14. En effet, la somme des variables indicatrices est égale à la constante.

15. Toutes les estimations sont effectuées à l'aide du logiciel SAS, procédure GLM.

16. La faible variabilité du résidu Solow des services non-marchands montre que ceux-ci affectent peu les résultats :  $\text{Var}(drs_{s.n.m.}) = 0.95 * 10^{-4}$  alors que  $\text{Var}(drs_{\text{indus}}) = 0.11 * 10^{-2}$ .

TABLEAU 4

**Modèle à effets simples (1962-1986)**

Secteur industriel agrégé				
722 observations, 33 variables explicatives DL = 689				
SCT = 1,197 SCE = 1,082 R <sup>2</sup> = 0,2 SCE <sub>f+g</sub> = 0,2302				
SCE <sub>f±g</sub> . . . . .	0,07	6,46 %	F = 6,93	P = 0,000 1
SCE <sub>g±f</sub> . . . . .	0,045	4,15 %	F = 8,84	P = 0,000 1
SCE <sub>v±g</sub> . . . . .	0,115	11 %	F = 3,25	P = 0,000 1

Cette spécification explique seulement 20 % des variations de *drs* lorsque l'on considère la première décomposition (6 secteurs). Les effets sectoriels et nationaux sont tous deux fortement significatifs avec des P (probabilités d'accepter à tort la non significativité), associées à la statistique de Fisher, de l'ordre de 0,000 1. Cependant, leurs contributions à la variance globale sont faibles : 6,47 % pour les termes *f(i)* et 4,15 % pour les termes *g(n)*. Le pouvoir explicatif de l'effet temporel *v(t)* est plus important, 11 % quand on en extrait la covariance avec l'effet national.

Le modèle à effets croisés donne une estimation d'un effet pays et d'un effet secteur variant dans le temps. Un résumé des résultats est présente dans les tableaux 5 et 6, respectivement, pour la mesure originelle du résidu Solow et celle ajustée par l'écart type sectoriel correspondant.

Le premier modèle explique 57-58 % de la variance des *drs*, que ce soit avec les données correspondant à la décomposition en 6 secteurs ou celle plus fine. De manière à tester la robustesse de nos résultats relativement au choix du pays de référence (*i. e.* le pays exclu par les restrictions de normalisation), l'estimation a été effectuée en prenant successivement la France puis les USA. Comme les résultats ne sont pas qualitativement affectés par ce choix, seul le premier groupe de résultats est présenté.

TABLEAU 5

**Modèle à effets croisés, données non ajustées (1962-1986)**

Secteur industriel agrégé				
722 observations 256 variables explicatives DL = 466				
SCT = 1,197 SCE = 0,684 R <sup>2</sup> = 0,57 SCE <sub>f+g</sub> = 0,598				
SCE <sub>f±g</sub> . . . . .	0,361 6	60 %	F = 2,41	P = 0,000 1
SCE <sub>g±f</sub> . . . . .	0,147 6	24,8 %	F = 1,77	P = 0,000 1
Secteur industriel désagrégé				
2097 observations 564 variables explicatives DL = 1 533				
SCT = 5,656 SCE = 3,299 R <sup>2</sup> = 0,58 SCE <sub>f+g</sub> = 2,937				
SCE <sub>f±g</sub> . . . . .	1,757 8	59,8 %	F = 3,05	P = 0,000 1
SCE <sub>g±f</sub> . . . . .	0,537 8	18,3 %	F = 6,08	P = 0,000 1

*Modèle à effets croisés, données ajustées (1962-1986)*

Secteur industriel agrégé				
722 observations 256 variables explicatives DL = 466				
SCT = 780,04 SCE = 473,83 R <sup>2</sup> = 0,607 SCE <sub>f+g</sub> = 417,08				
SCE <sub>f⊥g</sub> .....	237,49	57 %	F = 2,60	P = 0,000 1
SCE <sub>g⊥f</sub> .....	110,41	26,5 %	F = 2,15	P = 0,000 1
Secteur industriel désagrégé				
2097 observations 564 variables explicatives D.L. = 1 533				
SCT = 99 296,43 SCE = 41 686,59 R <sup>2</sup> = 0,42 SCE <sub>f+g</sub> = 30 246,8				
SCE <sub>f⊥g</sub> .....	21 844,4	72,2 %	F = 1,35	P = 0,000 1
SCE <sub>g⊥f</sub> .....	5 838,55	19,3 %	F = 2,11	P = 0,000 1

Tous les effets sont fortement significatifs, avec des valeurs de P de l'ordre de 0,000 1 quelque soit le modèle considéré. Cependant le résultat le plus important, relativement à l'enjeu de ce test, est la prédominance des effets sectoriels : la contribution des  $f(i, t)$  orthogonalisés<sup>17</sup> à l'explication de la variance des *drs* est trois fois plus importante que la contribution des  $g(n, t)$  orthogonalisés. Les chocs spécifiques à un secteur, communs à tous les pays, représentent 60 % de la variabilité des *drs*, alors que les chocs spécifiques à un pays n'expliquent que 18-24 % de la variance. On remarque que la contribution des  $f(i, t)$  orthogonalisés augmente<sup>18</sup> lorsque la désagrégation est plus fine.

L'estimation de ces poids relatifs implique que la volatilité dans la productivité globale des facteurs a pour principale source des impulsions propres aux secteurs, *i. e.* que le terme  $\varphi_{i,n}$  rend compte de l'essentiel de la variabilité des *drs* dans l'équation (6). Une interprétation de ces résultats, dans l'esprit de celle suggérée par Stockman, peut être proposée ici : les effets sectoriels sont plus à même de refléter les chocs technologiques ou d'autres chocs réels comme ceux qui peuvent affecter les préférences et donc la structure de la demande, alors que les effets nationaux peuvent être associés à des mesures de politique macroéconomique agissant sur la demande agrégée. En effet, HALL [1990] dérive un résidu Solow en relâchant les contraintes d'équilibre concurrentiel et de rendements constants, permettant ainsi d'expliquer une variation positive du résidu Solow par un accroissement de la demande globale. Alternativement, BURNSIDE, EICHENBAUM et REBELO [1990] mettent aussi en évidence l'influence des chocs de demande si les entreprises (sous l'hypothèse de concurrence parfaite et de rendements d'échelle constants) déterminent leur niveau d'emploi avant l'observation des aléas conjoncturels. En revanche, on ne saurait inférer de nos résultats des conclusions relatives à la persistance d'effets d'apprentissage (STADLER [1990]). En effet, à court terme, il est impossible de dissocier les fluctuations

17. C'est-à-dire la part de  $f(i, t)$  qui est orthogonale à  $g(n, t)$ . Symétriquement,  $g(n, t)$  orthogonalisé est la part de  $g(n, t)$  orthogonale à  $f(i, t)$ .

18. Ceci n'est vrai que pour le modèle estimé avec données ajustées; les résultats ne changent pas avec les données non ajustées.

transitoires dues à une augmentation de l'effort nécessaire à satisfaire la demande (modèles de « Labor Hoarding ») d'un accroissement permanent de l'efficacité du travail (modèles de « Learning-by-Doing »).

Comme l'observation montre que la volatilité du résidu Solow a fortement augmenté depuis 1975, il est intéressant de vérifier quelles sources, nationales ou sectorielles, expliquent ce fait. Clairement, un accroissement dans la variance expliquée par des effets sectoriels, procure la meilleure explication de ce changement de la volatilité du résidu Solow (cf. tableau 7). Leurs contributions sont deux fois plus importantes que les effets pays avant 1975, mais passent à plus du triple après cette date. Ainsi, les chocs communs internationaux semblent dominant ces dix dernières années.

TABLEAU 7

**Modèle à effets croisés, avec rupture (1962-1986)**

Secteur industriel agrégé 1962-1974				
390 observations 145 variables explicatives DL=155				
SCT=1,197 SCE=0,383 R <sup>2</sup> =0,317 SCE <sub>f+g</sub> =0,269				
SCE <sub>f+g</sub> .....	0,152 3	56,5 %	F=2,50	P=0,000 1
SCE <sub>g+lf</sub> .....	0,077 5	26,5 %	F=1,95	P=0,000 1
Secteur industriel agrégé 1975-1986				
332 observations 134 variables explicatives DL=198				
SCT=1,198 SCE=0,452 R <sup>2</sup> =0,378 SCE <sub>f+g</sub> =0,329				
SCE <sub>f+g</sub> .....	0,208 5	63,4 %	F=2,35	P=0,000 1
SCE <sub>g+lf</sub> .....	0,076 3	23,2 %	F=2,09	P=0,000 1

## 4.2. Analyse conjoncturelle des sources de variance du résidu Solow

Nous allons maintenant considérer le profil des effets sectoriels et nationaux. Les coefficients estimés  $a_{n,t}$  associés aux variables indicatrices  $G_{n,t}$  pour  $t=1962-1985$  décrivent le profil temporel de l'effet spécifique du pays  $n$  (cf. figures 1 à 4 de l'annexe). De même, les figures 5 à 7 (cf. annexe 2) montrent les effets sectoriels variant dans le temps.<sup>19</sup> Ces deux groupes de graphique sont obtenus avec les données non ajustées (*i. e.* non divisées par l'écart type sectoriel).

Il semble important de remarquer que seulement 10 % du total des coefficients estimés pour l'effet pays sont significatifs. En raison des restrictions de normalisation, les effets pays estimés sont relatifs aux USA, choisi comme pays de référence pour la présentation des graphiques.<sup>20</sup> Cette relativité des effets pays rend difficile le choix du cycle de référence auquel

19. Seuls les graphiques de l'industrie, du BTP et des services marchands sont présentés.

20. Nous avons donc effectué une estimation en prenant comme pays de référence les USA.

les profils obtenus peuvent être comparés. Comme STOCKMAN [1988] estime l'importance relative des effets pays (avec comme pays de référence les USA) dans les variations de la production industrielle, ceci nous fournit, toutes choses égales par ailleurs, une évaluation du différentiel du cycle des affaires entre les USA et les pays européens de son échantillon. Nous retenons les pics et les creux de ses séries (son estimation des  $g(n, t)$ ) comme référence. La variance du résidu Solow due aux effets pays est en phase avec les fluctuations dues à « l'effet national spécifique » dans la variation du produit industriel : les figures 1 à 3 le montrent pour la France, la RFA et le RU. Dans ces trois pays, on remarque que les mouvements des effets pays dans les variations du résidu Solow précèdent les fluctuations du différentiel du produit industriel entre ces pays et les USA. En effet, cette « avance » peut s'observer en 1973 et 1979 pour la France, en 1971 pour la RFA, en 1965 et 1974-1975 pour le RU. Comme aucun cycle de référence n'est disponible pour le Japon, cet exercice n'a pu être effectué pour ce pays.

Le cycle spécifique aux facteurs nationaux de la composante de la productivité globale des facteurs est en avance sur le cycle du produit propre à un pays. Ceci n'est pas immédiatement compatible avec un modèle simple de thésaurisation de main-d'œuvre où productivité globale des facteurs et produit sont en phase. Il faut imaginer une forme forte de ce type de modélisation où cette avance résulterait d'une chaîne causale « *innovation de demande* → *variation de l'effort* → *variation de la production* » afin d'appuyer cette interprétation.<sup>21</sup> Bien sûr, un test, en harmonie avec nos données, de cette « avance » serait nécessaire pour confirmer cette proposition favorable à la théorie RBC.

Un plus grand nombre de coefficients relatifs aux effets sectoriels est significatif (à peu près 20 %). Mais ce résultat dépend beaucoup du secteur d'activité : 50 % des coefficients de l'effet secteur industriel (agrégé) sont significatifs, alors que si on les désagrège, la proportion de coefficients significatifs est de 70 %. Ces résultats correspondent à ceux de STOCKMAN [1988]. Comme la normalisation n'impose pas de secteur de référence, les profils des effets sectoriels sont comparés aux caractéristiques cycliques du produit sectoriel des « Sept Grands ». <sup>22</sup> Les profils des effets sectoriels sont représentés par les graphiques 5 à 7 (cf. annexe), avec une indication de la chronologie du cycle des affaires du produit industriel de ces sept pays, servant de référence. Ainsi, il ressort que la séquence des coefficients estimés de l'effet secteur est un indicateur avancé des fluctuations de la production industrielle pour tous les secteurs. Pour les deux secteurs les plus importants, l'industrie et les services marchands, la contribution de ces effets est plutôt en phase avec les fluctuations du produit industriel, ce qui suggère que les fluctuations internationales sont engendrées par des chocs de productivité communs à tous les pays.

---

21. BEC et HÉNIN [1990] établissent, sur données trimestrielles, cette causalité alternative, allant en général du taux d'utilisation des capacités de production vers la productivité du travail.

22. Voir OCDE, Janvier 1987, p. 179.

## 5 Conclusion

---

L'objet principal de ce travail était d'adapter la méthodologie de STOCKMAN (1988) pour évaluer les contributions relatives des perturbations, nationales et sectorielles, comme sources de variation du résidu Solow. Les résultats confirment clairement la prédominance des chocs sectoriels, communs à tous les pays, par rapport aux chocs spécifiques à un pays. Le profil temporel de cette composante du résidu Solow est en « avance » sur la production. Ce résultat conduit à attribuer à des chocs réels – notamment de productivité – un poids majeur dans les fluctuations du résidu Solow calculé, ce qui tend à conforter l'approche RBC, ou du moins, à maintenir un rôle important pour les chocs technologiques dans des modèles synchroniques combinant plusieurs sources de chocs et une possibilité de réponse endogène de la productivité globale des facteurs à ces impulsions. De plus, il semble que la prédominance des chocs réels se soit accentuée depuis 1975, période où les fluctuations du résidu Solow se sont accrues.

L'étude permet cependant de dégager une contribution significative de chocs nationaux spécifiques à la volatilité des résidus Solow. A condition de supposer que l'intensité de l'utilisation des facteurs précède l'ajustement du volume de ces inputs, cette contribution peut être imputée à des chocs de demande. D'autre part, on peut remarquer que l'analyse de variance proposées ici ne donne pas des résultats quantitativement éloignés de ceux estimé par des méthodes de type séries temporelles.<sup>23</sup>

Par ailleurs, nos résultats confirment le rôle important des chocs communs comme sources de corrélation internationale de l'activité économique, comme le suggère DELLAS [1987], et justifient ainsi l'hypothèse de forte corrélation des résidus Solow retenue par BACKUS, KEHOE ET KYDLAND [1990], afin de reproduire les caractéristiques cycliques des séries macro-économiques.

Il reste que pour dépasser les approximations et les limites de l'analyse de variance, l'estimation d'un modèle structurel autorisant l'identification des différentes impulsions conjoncturelles constitue un prolongement nécessaire à ce programme de recherche.<sup>24</sup>

---

23. EVANS [1991] estime à 30 % la part de la variance du résidu Solow expliquée par des innovations de demande, alors que dans notre étude celle-ci est comprise entre 18 et 26 %.

24. Voir BURNSIDE, EICHENBAUM et REBELO [1990] ou BAXTER et KING [1990] pour des exemples sur données américaines, ou HÉNIN [1991] pour une synthèse de ce type de modèle.

**Tests de stationnarité**

La stratégie de test de la présence d'une racine unitaire consiste à examiner si l'hypothèse nulle de racine unitaire est vérifiée ( $H_0: \rho=0$ ). Le seuil de la statistique utilisée est conditionné par la présence d'une tendance ou d'une constante. Cette statistique suit une distribution non standard tabulée par Dickey et Fuller (respectivement  $\tau_t, \tau_\mu, \tau$ ).

$$(1) \quad drs = \rho \cdot rs_{-1} + \beta \cdot t + \mu + \sum_{i=1}^n \theta_i \cdot drs_{-i} + \varepsilon$$

$$(2) \quad drs = \beta \cdot t + \mu + \sum_{i=1}^n \theta_i \cdot drs_{-i} + \varepsilon$$

$$(3) \quad drs = \rho \cdot rs_{-1} + \mu + \sum_{i=1}^n \theta_i \cdot drs_{-i} + \varepsilon$$

$$(4) \quad drs = \mu + \sum_{i=1}^n \theta_i \cdot drs_{-i} + \varepsilon$$

$$(5) \quad drs = \rho \cdot rs_{-1} + \sum_{i=1}^n \theta_i \cdot drs_{-i} + \varepsilon$$

● **Première étape:** choisir l'ordre optimal  $n$  de retard à l'aide de la statistique Q de Box-Pierce sur l'équation (1), afin d'éliminer l'autocorrélation des résidus ( $\varepsilon$ ).

● **Deuxième étape,** dans (1):

$$\begin{aligned} \rho = 0 \text{ (seuil } \tau_t) &\Rightarrow \text{Troisième étape} \\ \rho \neq 0 \text{ (seuil } \tau_t) &\Rightarrow \begin{cases} \beta = 0 \text{ (seuil } t) &\Rightarrow \text{Quatrième étape} \\ \beta \neq 0 \text{ (seuil } t) &\Rightarrow I(0) + T \end{cases} \end{aligned}$$

● **Troisième étape,** dans (2):

$$\begin{cases} \beta = 0 \text{ (seuil } t) &\Rightarrow \text{Quatrième étape} \\ \beta \neq 0 \text{ (seuil } t) &\Rightarrow I(1) + T \end{cases}$$

● **Quatrième étape,** dans (3):

$$\begin{aligned} \rho = 0 \text{ (seuil } \tau_\mu) &\Rightarrow \text{Cinquième étape} \\ \rho \neq 0 \text{ (seuil } \tau_\mu) &\Rightarrow \begin{cases} \mu = 0 \text{ (seuil } t) &\Rightarrow I(0) \\ \mu \neq 0 \text{ (seuil } t) &\Rightarrow I(0) + C \end{cases} \end{aligned}$$

● **Cinquième étape,** dans (4):

$$\begin{cases} \mu = 0 \text{ (seuil } t) &\Rightarrow \text{Sixième étape} \\ \mu \neq 0 \text{ (seuil } t) &\Rightarrow I(1) + C \end{cases}$$

● **Sixième étape,** dans (5):

$$\begin{cases} \rho = 0 \text{ (seuil } \tau) &\Rightarrow I(1) \\ \rho \neq 0 \text{ (seuil } \tau) &\Rightarrow I(0) \end{cases}$$



FIGURE 1

*Profil temporel de l'effet spécifique « France »*

Les barres verticales représentent les Pics et les Creux du profil temporel de l'effet spécifique « France » sur la variance de la production industrielle.

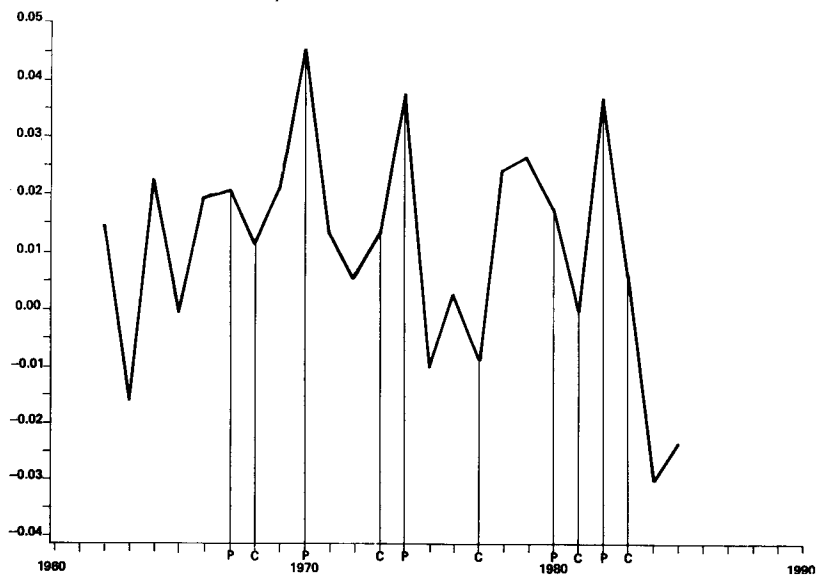


FIGURE 2

*Profil temporel de l'effet spécifique « RFA »*

Les barres verticales représentent les Pics et les Creux du profil temporel de l'effet spécifique « RFA » sur la variance de la production industrielle.

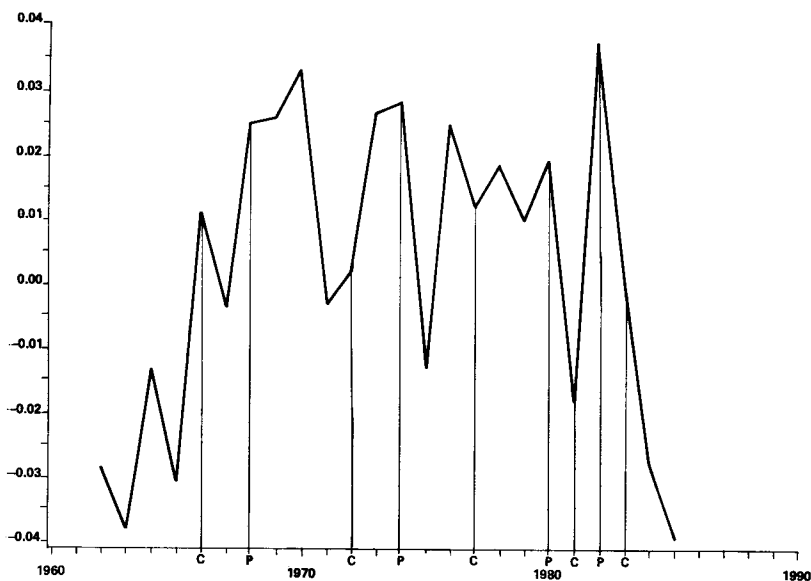


FIGURE 3

*Profil temporel de l'effet spécifique « RU »*

Les barres verticales représentent les Pics et les Creux du profil temporel de l'effet spécifique «RU» sur la variance de la production industrielle.

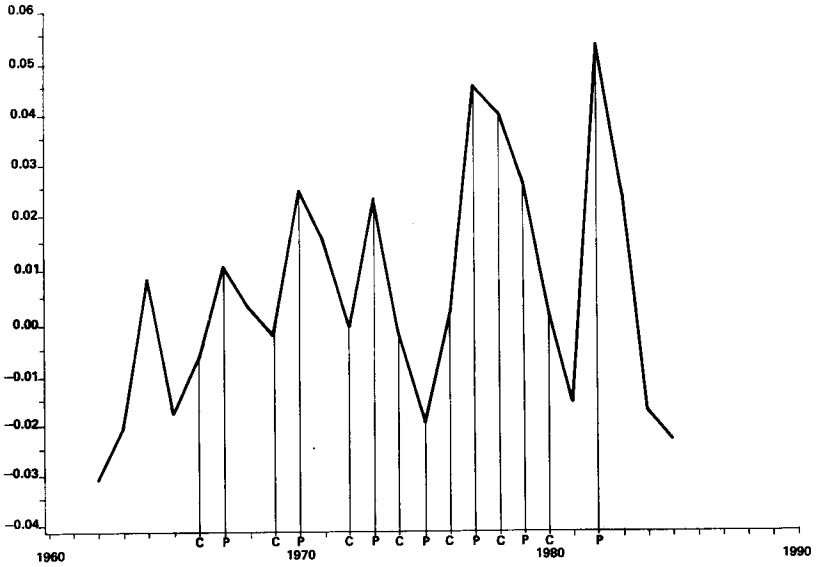


FIGURE 4

*Profil temporel de l'effet spécifique « Japon »*

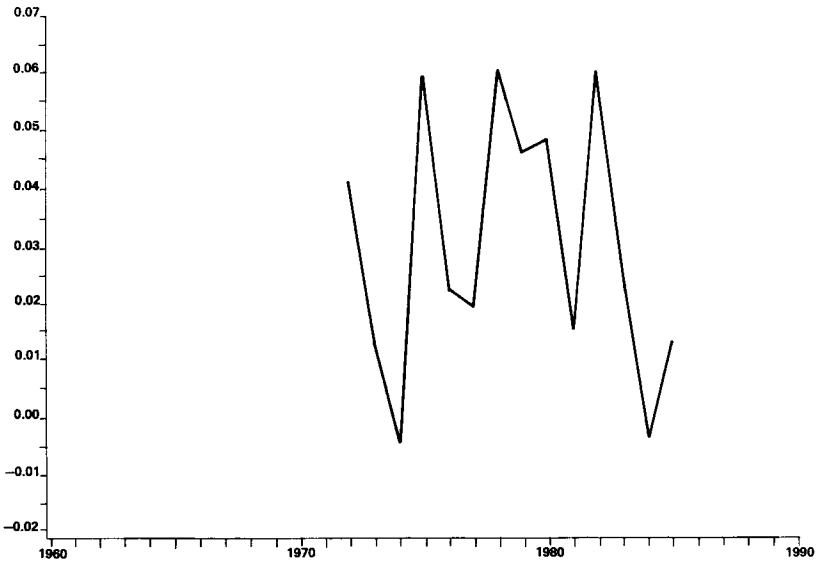


FIGURE 5

*Profil temporel de l'effet spécifique « Industrie »*

Les barres verticales représentent les Pics et les Creux du cycle conjoncturel des « Sept Grands », secteur Industriel.

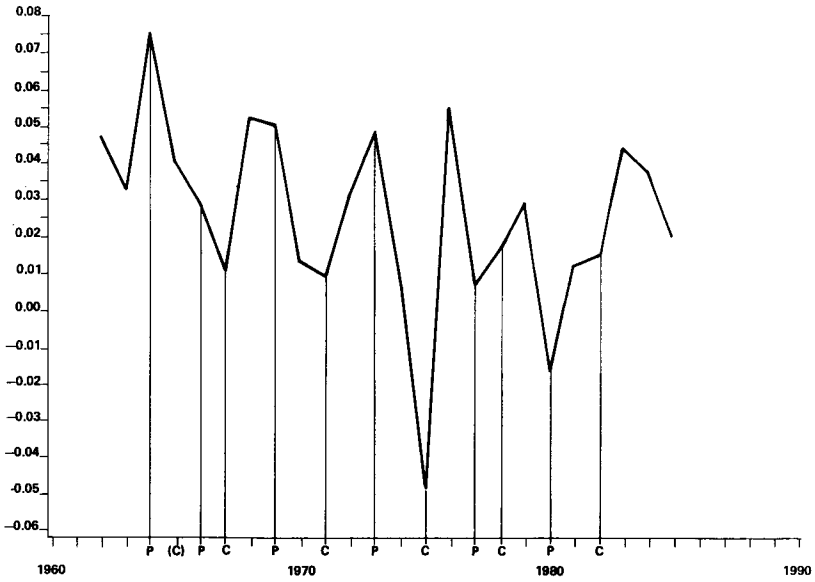


FIGURE 6

*Profil temporel de l'effet spécifique « BTP »*

Les barres verticales représentent les Pics et les Creux du cycle conjoncturel des « Sept Grands », secteur BTP.

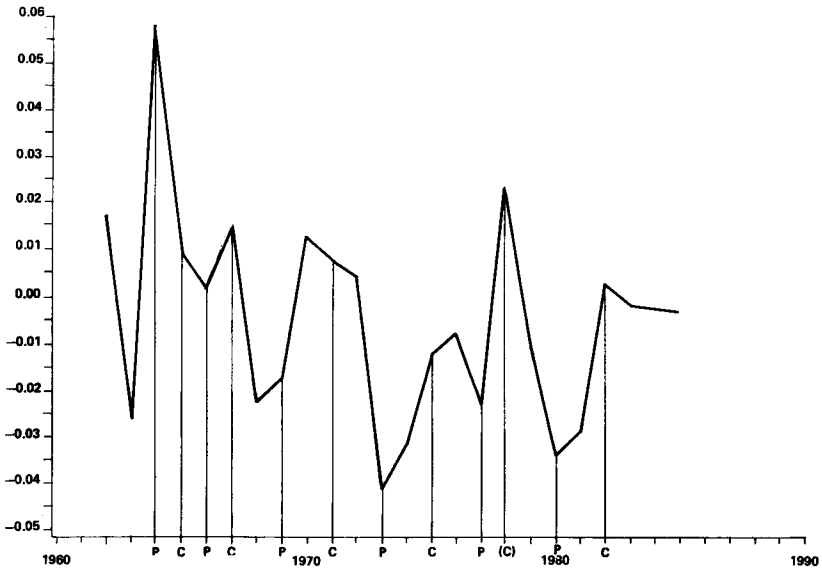
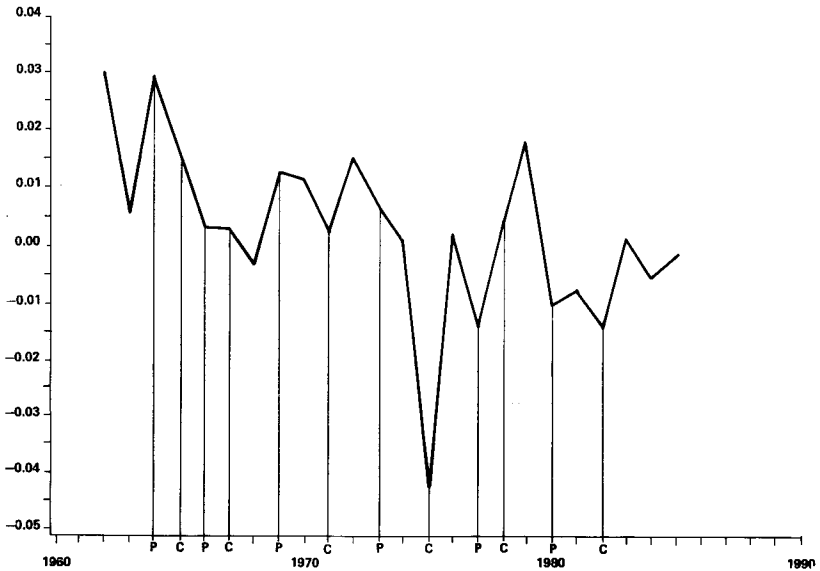


FIGURE 7

**Profil temporel de l'effet spécifique « Services Marchands »**

Les barres verticales représentent les Pics et les Creux du cycle conjoncturel des « Sept Grands », secteur Services Marchands.



● **Références bibliographiques**

AHMED, S., ICKES, B., WANG, P. et YOO, S. (1989). — «International Business Cycles», *Pennsylvania Stat University, Working paper N7-89-4*, November.

BACKUS, D. K., KEHOE, P. et KYDLAND, F. (1989). — «International Borrowing and World Business Cycles», *présenté à la conférence « Instabilité et persistance »*, Paris, janvier 1990.

BAXTER, M. et KING, R. C. (1990). — «Productive Externalities and Cyclical Volatility», *University of Rochester, Working paper N245*.

BEC, F. et HÉNIN, P. Y. (1990). — «Labor Productivity in the Business Cycle: Comparative Evidence on Competing Paradigms», *présenté à la conférence « Instabilité et persistance »*, Paris, janvier 1990.

BERNANKE, B. S. et PARKINSON, M. L. (1991). — «Procyclical Labor Productivity and Competing Theories of the Business Cycle: Some Evidence from Interwar U.S. Manufacturing Industries», *The Journal of Political Economy*, 99, pp.439-459.

BERNDT, E. et WOOD, D. (1986). — «Energy Price Shocks and Productivity Growth», *Oxford Review of Economic Policy*, 2.

- BRUNO, C. et REICHLIN, L. (1991). — « Mesure de la productivité et fluctuations économiques », *Observations et Diagnostiques économiques*, 35, p. 57-76.
- BURNSIDE, C., EICHENBAUM, M. et REBELO, S. (1990). — « Labor Hoarding and the Business Cycle », *NBER Working paper N3556*.
- DELLAS, H. (1987). — « Cyclical Co-movements of Output and Trade in the World Economy », *Canadian Journal of Economics*, 20, pp. 855-869.
- DICKEY, D. et FULLER, W. (1979). — « Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Serie with a Unit Root », *Journal of American Statistical Association*, 74, pp. 427-431.
- EVANS, C. L. (1991). — « Productivity Shocks and Real Business Cycles ». Federal Reserve Bank of Chicago, Working paper.
- GERLACH, S. (1988). — « World Business Cycles under Fixed and Flexible Exchange Rate », *Journal of Money, Credit and Banking*, 20, pp. 621-632.
- GERLACH, S. et KLOCK, (1988). — « State Space Estimates of International Business Cycles », *Economic Letters*, pp. 231-234.
- GRANDMONT, J. M. (1985). — « On Endogenous Competitive Business Cycles », *Econometrica*, 53, pp. 995-1045.
- HALL, R. (1986). — « Market Structure and Macro Fluctuations », *Brookings Paper on Economics Activity*, 2, pp. 285-322.
- HALL, R. (1990). — « Invariance Properties of Solow's Productivity Residual », in Diamond P., *Growth, Productivity, Unemployment*, MIT Press.
- HANSEN, G. D. (1985). — « Indivisible Labor and the Business Cycles », *Journal of Monetary Economics*, 16, pp. 309-327.
- HÉNIN, P. Y. (1989). — « Une Macro-économie sans Monnaie pour les Années 90 », *Revue d'Économie Politique*, 4, p. 531-596.
- HÉNIN, P. Y. (1991). — « Développements de la théorie des cycles réels », Présenté aux *Journées de l'Association Française de Sciences Économiques*, Marseille, Mai 1991.
- KING, R. G., PLOSSER, C. H. et REBELO, S. T. (1988 I). — « Production Growth and Business Cycles I: the Basic Neoclassical Model », *Journal of Monetary Economics*, 21, pp. 195-232.
- KING, R. G., PLOSSER, C. H. et REBELO, S. T. (1988 II). — « Production Growth and Business Cycles II: New directions », *Journal of Monetary Economics*, 21, pp. 309-341.
- KYDLAND, F. E. et PRESCOTT, E. C. (1982). — « Time to Build and Aggregate Fluctuations », *Econometrica*, 50, pp. 1345-1370.
- LONG, J. et PLOSSER, C. (1983). — « Real Business Cycles », *Journal of Political Economy*, 91, pp. 39-69.
- NORRBIN, S. C. et SCHLAGENHAUF, D. E. (1988). — « An Inquiry into the Source of Fluctuations », *Journal of Monetary Economics*, 21, pp. 44-70.
- NORRBIN, S. C. et SCHLAGENHAUF, D. E. (1991). — « The Importance of Sectoral and Aggregate Shocks in Business Cycles », *Economic Inquiry*, 29, pp. 317-335.
- PRESCOTT, E. C. (1986). — « Theory Ahead of Business Cycles Measurement », *Carnegie Rochester Conference, Series 25*, pp. 11-14.
- OCDE. — *Leading Indicators and Business Cycle in Member Countries 1960-1985*, Sources and methods n° 39, Janvier 1987.

- ROTEMBERG, J. et SUMMERS, L. (1988). — «Labor Hoarding, Inflexible Prices and Procyclical Productivity», *NBER Working paper*, n° 2591.
- SOLOW, R. (1957). — «Technical Change and the Aggregate Production Fonction», *Review of Economics and Statistics*, 39, pp. 312-320.
- STADLER, G. W. (1990). — «Business Cycles Models with Endogenous Technology», *American Economic Review*, 80, pp. 763-778.
- STOCKMAN, A. (1988). — «Sectorial and National Aggregate disturbances to Industrial Output in seven European Countries», *Journal of Monetary Economics*, 21, pp. 347-409.