

Mesure de la productivité et fluctuations économiques

Catherine Bruno et Lucrezia Reichlin,

Département des études de l'OFCE

Cet article propose une étude empirique des sources de fluctuations d'une mesure de la variation de la productivité totale des facteurs que nous appelons résidu de croissance. L'étude est menée pour six secteurs d'activité (agriculture, industrie, énergie, services marchands et non marchands, bâtiment et travaux publics) de cinq pays de l'OCDE (France, RFA, Italie, Japon, Etats-Unis) sur une période allant de 1960 à 1983. La méthode utilisée est celle de la décomposition de variance qui permet de déterminer si les sources de variation du résidu de croissance sont d'origine sectorielle ou nationale.

Les résultats montrent que les fluctuations du résidu de croissance sont, d'une part, majoritairement d'origine sectorielle internationale et, d'autre part, similaires d'un secteur à l'autre. Ce second résultat témoigne du fait que la dynamique sectorielle internationale du résidu de croissance intègre des mouvements agrégés (communs aux pays et aux secteurs d'activité) qui prennent leur source du côté de la demande.

Nous en concluons que le résidu de croissance est influencé par la demande. Ce fait incite à reconsidérer les conclusions de certains travaux récents qui, à partir de l'étude d'une mesure de la variation de la productivité totale des facteurs contaminée par la demande, valident des théories économiques purement réelles du cycle.

Des développements récents de la théorie du cycle économique accordent une importance considérable au progrès technique qui serait la source principale des fluctuations économiques (Long et Plosser, 1983 ; Kydland et Prescott, 1982). Dans ces modèles (dits de cycle réel), les fluctuations du progrès technique sont le moteur du cycle, les ménages ajustant rationnellement leur offre de travail et leur consommation en réponse à ces fluctuations : le cycle économique est considéré comme résultant d'une réponse optimale de l'économie aux changements des techniques de production. En période de récession, ces changements sont relativement rares ; le produit marginal du travail et le salaire réel sont alors à un niveau très bas. En réponse à ce faible rendement du travail, les agents économiques réduiraient leur consommation et augmenteraient leur loisir.

Nombre d'analyses empiriques (notamment sur données américaines) semblent conforter ces positions théoriques. Prescott (1986) étudie la variation de la productivité totale des facteurs dont une mesure est le résidu de Solow. Celui-ci est défini comme l'écart en volume entre la variation de la production et la variation de la quantité des facteurs de production pondérés par leurs poids respectifs dans le revenu total : il reflète ce qui, dans la croissance de la production, n'est pas imputable à la croissance quantitative des facteurs de production. Prescott montre qu'il est sujet à d'importantes fluctuations de court terme et que celles-ci sont corrélées avec le cycle économique. La relation entre le résidu de Solow et le cycle économique a récemment été étudiée par Langot (1989) pour cinq pays européens. L'auteur met en évidence des résultats similaires à ceux énoncés par Prescott en supposant, comme lui, que le résidu de Solow mesure correctement la variation de la productivité totale des facteurs.

L'interprétation de ces résultats a cependant été contestée par différents auteurs (Hall, 1986, 1988, 1989a, 1989b ; Domowitz *et alii*, 1986). Selon Hall, le résidu de Solow n'est pas une bonne mesure de la variation de la productivité totale des facteurs car, dans un environnement économique où la concurrence est imparfaite ou les rendements d'échelle croissants, le résidu de Solow subit aussi l'influence de la demande. On dit alors qu'il est « contaminé » par la demande. Par conséquent, une étude portant sur l'amplitude de ses fluctuations et sur la nature de sa corrélation avec le cycle économique ne constitue pas à elle seule une validation de la théorie du cycle réel.

Dans cet article, nous construisons une mesure de la variation de la productivité totale des facteurs (que nous nommons résidu de croissance) pour six secteurs d'activité (agriculture, industrie, énergie, construction, services marchands et non marchands) de cinq pays (RFA, France, Italie, Japon, Etats-Unis) sur une période allant de 1960 à 1983 (de 1970 à 1983 pour la France et le Japon). Nous analysons ensuite sa dynamique d'évolution, aux fins de savoir si le résidu de croissance est une bonne ou mauvaise mesure de la variation de la productivité totale des facteurs. Si le résidu de croissance est une bonne mesure de la variation de la productivité totale des facteurs, sa dynamique doit être spécifique à chaque secteur dans chacun des pays étudiés. Cette dynamique sectorielle peut être également commune à tous les pays (le choc pétrolier de 1973 en est une illustration). En revanche, si le résidu de croissance est une mauvaise mesure de la variation de la productivité totale des facteurs (c'est-à-dire qu'il est contaminé par la demande), alors la dynamique du résidu doit révéler des mouvements communs à tous les secteurs. Dans cette interprétation, nous appelons choc de demande un choc macroéconomique qui affecte tous les secteurs de tous les pays de façon similaire (une accélération de la croissance de la masse monétaire en est un exemple).

Notre étude s'organise de la façon suivante. Nous rappelons d'abord les différentes mesures de la variation de la productivité totale des facteurs. Puis, nous analysons une de ces mesures, le résidu de croissance, selon des composantes nationales, sectorielles et temporelles.

Nos résultats mettent en évidence deux aspects de la dynamique du résidu de croissance. Premièrement, la variance du résidu de croissance est essentiellement expliquée par la variance de la composante temporelle commune à tous les pays. Bien que cette tendance soit commune à tous les pays, elle ne procède pas d'une dynamique macroéconomique mais d'une dynamique sectorielle spécifique que connaît l'ensemble des pays. Les évolutions sectorielles sont davantage synchrones entre pays que les évolutions conjoncturelles : l'automatisation des tâches dans le secteur industriel, quel que soit le pays considéré, en est une illustration. Deuxièmement, les chocs communs à tous les pays affectent de façon instantanée et uniforme (même signe la même année) chacun des secteurs étudiés. En d'autres termes, il existe une synchronisation sectorielle des fluctuations du résidu de croissance à laquelle on peut s'attendre si notre mesure reflète également les variations de la demande. Le fait que la variance spécifique aux secteurs prédomine sur la variance spécifique aux pays (premier résultat) est nécessaire mais pas suffisant pour montrer que le résidu de croissance est une bonne mesure de la variation de la productivité totale des facteurs. En revanche, le fait que des chocs agrégés communs à tous les pays et à tous les secteurs (deuxième résultat), assimilables à des chocs de demande, affectent le résidu est suffisant pour montrer que le résidu de croissance est contaminé par la demande. Ces résultats nous amènent à conclure que la concurrence est imparfaite ou les rendements d'échelle croissants dans l'environnement économique que nous décrivons. Il s'ensuit que les études qui fondent la validation de la théorie du cycle réel sur cette mesure de la variation de la productivité totale des facteurs ne sont pas probantes.

Une mesure de la variation de la productivité totale des facteurs selon l'approche en termes de « comptabilité de croissance »

La variation de la productivité totale des facteurs de production est mesurée par l'écart en volume entre la variation de la production et la variation de la quantité des facteurs de production pondérés par leur poids respectif dans le revenu total. Cette mesure, exprimée en termes de quantités, résulte de l'approche en termes de « comptabilité de croissance » développée par Solow en 1957.

Le résidu de Solow

Soit Q la production, K le stock de capital, L le travail, mesurés en termes physiques, F la fonction de production macroéconomique, t le temps, la production s'écrit :

$$Q = F(K, L ; t)$$

Le progrès technique est neutre au sens de Hicks, s'il suscite une augmentation du produit en laissant inchangée la proportion des facteurs de production. En présence de progrès technique neutre, Q s'écrit ⁽¹⁾ :

$$Q_t = A(t) \cdot F(K_t, L_t)$$

où $A(t)$ mesure le progrès technique neutre.

En posant $\dot{x} = \delta x / \delta t$ et en différenciant le logarithme de (1), on obtient l'expression suivante :

$$\dot{Q}/Q = (\dot{A}/A) + (\delta Q/\delta K) \cdot (\dot{K}/Q) + (\delta Q/\delta L) \cdot (\dot{L}/Q)$$

Le résidu de Solow est mesuré par \dot{A}/A . Si on suppose que la concurrence sur le marché des biens est parfaite et que les facteurs de production sont rémunérés à leur productivité marginale :

$$\delta Q/\delta L = w/p \text{ et } \delta Q/\delta K = r/p$$

où r est le coût d'usage du capital, w le salaire nominal et p le prix de la production.

De plus, si la fonction de production est homogène de degré un, les rendements d'échelle sont constants :

$$K \cdot (\delta Q/\delta K) + L \cdot (\delta Q/\delta L) = Q$$

et

$$(L/Q) \cdot (\delta Q/\delta L) + (K/Q) \cdot (\delta Q/\delta K) = 1$$

La prise en compte de ces deux hypothèses permet de réécrire l'expression des variations de production de la façon suivante :

$$\dot{Q}/Q = (\dot{A}/A) + \alpha \cdot (\dot{L}/L) + \beta \cdot (\dot{K}/K)$$

α représente la part du travail dans la production en valeur, soit la part salariale : α est égal à $(w \cdot L)/(p \cdot Q)$. β représente la part du capital dans la production en valeur : β est égal à $(r \cdot K)/(p \cdot Q)$. Du fait de la constance des rendements d'échelle, β est égal à $1 - \alpha$. Le résidu de Solow est alors défini par l'expression suivante :

$$\Delta q - \alpha \cdot \Delta l - (1 - \alpha) \cdot \Delta k = \Delta a = \Delta a' + u$$

$$\text{avec } a = \ln A, q = \ln Q, l = \ln L, k = \ln K$$

Sous les hypothèses de concurrence parfaite et de rendements d'échelle constants, le résidu de Solow mesure le taux de progrès technique. Parce que l'on suppose qu'il possède une composante stochastique non négligeable, il est présenté comme la somme d'un élément constant déterministe ($\Delta a'$) et d'un terme aléatoire (u), non corrélé avec le cycle économique : u représente alors le choc de productivité pur.

Si l'on abandonne les hypothèses de concurrence parfaite et de rendements constants, la signification du résidu de Solow change. En

(1) Par la suite, nous omettrons l'indice temporel, les différentes variables étant toujours contemporaines.

situation de concurrence imparfaite, l'entreprise fixe son prix à un niveau supérieur au coût marginal afin de réaliser un profit non négatif. Elle détient un certain pouvoir de marché, mesuré précisément par le ratio du prix au coût marginal. En situation de rendements croissants, l'entreprise se situe dans une zone de coût moyen décroissant, notamment lorsque ses coûts fixes sont élevés.

Si la concurrence est imparfaite, on appelle μ la marge, évaluée à partir du ratio du prix du secteur au coût marginal noté x , avec x égal à $(w.\Delta L + r.\Delta K)/(\Delta Q - \Delta a.Q)$. Dans ce cas, les produits marginaux des deux facteurs de production ne sont plus égaux à w/p et à r/p , mais à w/x et r/x , respectivement.

$$\delta Q / \delta L = w / x \quad \text{et} \quad \delta Q / \delta K = r / x$$

et si μ est égal à p/x alors

$$\delta Q / \delta L = \mu.(w / p) \quad \text{et} \quad \delta Q / \delta K = \mu.(r / p)$$

Lorsque les rendements d'échelle ne sont pas constants, on a :

$$(\delta Q / \delta L).(L / Q) + (\delta Q / \delta K).(K / Q) = \gamma$$

Ils sont croissants si $\gamma > 1$, décroissants si $\gamma < 1$.

Connaissant l'expression de α et de β , on peut réécrire ainsi cette égalité :

$$\mu.\alpha + \mu.\beta = \gamma \neq 1$$

La prise en compte de ces deux hypothèses (concurrence imparfaite et rendements d'échelle croissants) conduit à écrire le résidu de Solow de la façon suivante :

$$\Delta q - \mu.\alpha . \Delta l - (\gamma - \mu . \alpha) . \Delta k = \Delta a' + u$$

ou encore

$$\Delta q - \alpha . \Delta l - (1 - \alpha) . \Delta k = (\mu - 1) . \alpha . (\Delta l - \Delta k) + (\gamma - 1) . \Delta k + \Delta a' + u$$

Marges et rendements croissants : résultats d'études empiriques récentes

L'estimation de la marge, μ , considérée comme constante dans le temps, conduit Hall et d'autres auteurs tels que Domowitz, Hubbard, et Petersen (1986) à conclure que l'économie américaine est caractérisée par une concurrence imparfaite. De même, l'estimation de l'indicateur des rendements d'échelle, γ , considéré également comme constant dans le temps, confirme les premières intuitions de Hall ; γ est strictement supérieur à un pour la majorité des secteurs d'activité analysés. Ce constat est nuancé par Caballero et Lyons (1989) qui distinguent dans la croissance des rendements ce qui est imputable au secteur d'activité (ils parleront de rendements internes) et ce qui est imputable à l'ensemble des secteurs (ils parleront de rendements externes aux différents secteurs, mais internes à l'ensemble de ces secteurs). Hall (1989b) prend exclusivement en compte les rendements internes à un secteur particulier et conclut qu'ils sont croissants. Caballero et Lyons, en distinguant les deux types de rendements et en utilisant une méthode proche de celle de Hall pour les estimer, montrent que les

rendements externes l'emportent sur les rendements internes, ce qui relativise mais n'infirme pas les résultats de Hall.

La réfutation par Hall de l'hypothèse fondamentale de rendements constants et, par conséquent, de celle de concurrence parfaite ⁽²⁾ lui permet de montrer qu'un choc de demande peut influencer le résidu et le faire varier dans le même sens que l'activité économique. Pour cela, il considère la covariance du résidu de Solow avec une variable non corrélée avec le choc de productivité pur (u) mais qui est un déterminant de l'emploi et de la production. En constatant qu'en présence de pouvoir de marché ou de rendements d'échelle croissants, la covariance de cette variable (les dépenses militaires par exemple) avec le résidu de Solow est positive (μ et γ étant strictement supérieurs à un), Hall conclut qu'un choc, autre qu'un choc d'offre, peut faire varier le résidu de Solow. Ce dernier ne mesure donc plus exclusivement la variation de la productivité totale des facteurs.

Pour illustrer le caractère procyclique du résidu de Solow, Hall prend comme exemple celui de la thésaurisation de main-d'œuvre (*labor hoarding*) souvent pratiquée par les entreprises. Lorsqu'il est coûteux pour l'entreprise d'embaucher en période de croissance ou de débaucher en période de récession, par exemple pour des raisons liées à l'organisation ou à la qualification du personnel, le travail est considéré comme un facteur de production quasi fixe variant peu avec le cycle économique. Un choc de demande (un changement de politique économique par exemple) aura alors un faible impact sur l'emploi. Le résidu de Solow, si la concurrence est imparfaite quelle que soit la nature des rendements d'échelle, réagira positivement à un choc de demande : en effet, le pouvoir de marché d'une entreprise dépend de l'élasticité de la demande qui s'adresse à elle. Par conséquent, un choc de demande affectera cette élasticité qui, elle-même, fera varier μ et le résidu de Solow qui en dépend. Si la concurrence est parfaite et les rendements constants, le résidu de Solow, même en présence de thésaurisation de main-d'œuvre, sera invariant aux chocs de demande : la variation de la production (Δq) dûe à un choc de demande sera totalement compensée par l'augmentation de la part des salaires dans la production en valeur (α).

Hall met l'accent sur l'imperfection de la concurrence et sur la nature des rendements d'échelle pour expliquer le caractère procyclique du résidu de Solow. Paradoxalement, il exploite peu cette voie de recherche. En effet, seules lui importent les valeurs de μ et de γ : si elles sont supérieures à un, alors la concurrence est imparfaite et les rendements croissants. Pour démontrer sa proposition, il lui suffit de se placer dans l'hypothèse où μ et γ sont constants dans le temps. Cependant, différents auteurs soulignent que μ varie dans le temps et est affecté par des chocs de demande (Fitoussi et Phelps, 1988 ; Rotemberg et Woodford, 1989). En ce cas, la dynamique du résidu de Solow est étroitement liée à celle de la demande et subit donc l'influence de chocs agrégés.

(2) En effet, si les rendements sont croissants, la concurrence ne peut être parfaite car la tarification au coût marginal rend négatif le profit de l'entreprise.

Notre propos est aussi de montrer que, du fait de la présence de concurrence imparfaite ou de rendements d'échelle croissants dans l'environnement économique, le résidu de croissance n'est pas une bonne mesure de la variation de la productivité totale des facteurs. Mais, au lieu d'évaluer directement γ et μ , nous tenterons de savoir si la dynamique du résidu de croissance est gouvernée par des chocs agrégés communs à tous les pays et à tous les secteurs, dont une présomption est qu'ils sont plus fréquemment des chocs de demande, ou par des chocs spécifiques aux secteurs.

La mesure de la variation de la productivité totale des facteurs

Le choix d'une mesure

Les problèmes relatifs au calcul de la productivité totale des facteurs sont le plus souvent liés à la disponibilité des données sur les variables économiques nécessaires à son évaluation, en l'occurrence la production, les facteurs travail et capital et leurs prix respectifs. La production peut être mesurée soit par la valeur ajoutée réelle (Hall, 1986) soit par la production brute réelle (Domowitz, Hubbard et Petersen, 1986). La différence entre ces deux variables mesure le volume des consommations intermédiaires. Le travail est le plus souvent mesuré par le nombre de salariés augmenté parfois de celui des travailleurs indépendants. Il paraît préférable de le mesurer par le nombre d'heures effectivement travaillées. Le prix du travail peut être évalué soit par le salaire réel par tête, ce qui est peu fréquent, soit par la rémunération totale des salariés. Le capital est généralement évalué par le stock de capital disponible. L'hypothèse de rendements d'échelle constants implique que la contribution relative du capital à la croissance du produit puisse être exprimée en fonction de celle du travail. L'évaluation de la productivité totale des facteurs n'exige donc pas la mesure du prix du capital.

Les variables pour lesquelles nous possédons suffisamment d'informations sont, pour chacun des six secteurs des cinq pays étudiés, la valeur ajoutée réelle évaluée aux prix de 1980 et dans la monnaie du pays étudié, la rémunération totale des salariés, le nombre total des salariés, la valeur ajoutée nominale évaluée aux prix courants et dans la monnaie du pays étudié. Cette dernière variable représente la production en valeur. C'est par rapport à elle que sont évaluées les parts respectives des différents facteurs de production.

Nous construisons alors le résidu de croissance selon l'approche en termes de « comptabilité de croissance ». Notre mesure diffère cependant du résidu de Solow en raison de l'indisponibilité de certaines données : le stock de capital, les heures travaillées. Elle est ainsi égale à l'écart en volume entre la croissance de la valeur ajoutée réelle et la croissance de la quantité de travail.

Le manque d'information sur les heures travaillées a pour unique conséquence d'atténuer le caractère procyclique du résidu de croissance. En période de récession notamment, la durée du travail diminue alors que le nombre de travailleurs ne varie pas à court terme (si la récession perdure, le nombre des emplois diminuera). Ainsi le résidu de croissance, évalué à partir du nombre de travailleurs, varie moins avec le cycle économique.

Description du résidu de croissance

Le résidu de croissance, censé mesurer la variation de la productivité totale des facteurs, possède-t-il les mêmes caractéristiques que certaines mesures de la productivité présentées dans d'autres études (Dubois, 1985 ; Olson, 1988) ? L'observation d'une part de l'évolution et de la variabilité du résidu de croissance au cours de la période étudiée, d'autre part de sa corrélation éventuelle avec un indicateur du cycle économique — la croissance de la valeur ajoutée réelle — permettent d'apporter des éléments de réponse.

L'évolution du résidu de croissance est étudiée pour les cinq pays, tous secteurs confondus, en distinguant trois sous-périodes. La première, de 1960 à 1973, est antérieure au premier choc pétrolier. La seconde, de 1973 à 1979, correspond à « l'entre-deux chocs ». La dernière est consécutive au second choc énergétique de 1979.

1. L'évolution du résidu de croissance dans cinq pays de l'OCDE (1960-1983) En % (Taux de croissance moyen)

Période	France	RFA	Italie	Etats-Unis	Japon
1960-1973	3*	3*	5,5	1,5	6*
1973-1979	2	1,8	1,8	- 0,1	1,7
1979-1983	0,4	0,7	0,5	- 0,1	1,9

(*) Pour la France et le Japon, la période d'analyse débute en 1970.

Sources : CRONOS, calculs des auteurs.

Le ralentissement du résidu de croissance survient dans la période 1973-1979 dans ces cinq pays de l'OCDE. Son ampleur est importante : les taux de croissance diminuent d'au moins de moitié relativement à leur niveau antérieur. La chute la plus forte survient dans les pays où les taux de croissance étaient les plus élevés avant le premier choc pétrolier de 1973 (Italie et Japon). Une reprise sensible du résidu de croissance a lieu au Japon après le deuxième choc pétrolier de 1979. En revanche, pour la France, l'Italie et la RFA, le ralentissement s'accroît à partir de 1979.

Même si le premier choc pétrolier ne fut pas l'unique cause du ralentissement du résidu de croissance⁽³⁾, des études (Dubois, 1985, pour la France) montrent que ce choc contribua très fortement à ce ralentissement. En effet, au niveau international, la rupture principale dans l'évolution de la productivité totale des facteurs coïncida avec la cassure du rythme de croissance des économies de l'OCDE consécutive au premier choc pétrolier.

La variabilité du résidu de croissance, mesurée par son écart-type, est analysée dans le but de savoir si, comparée à la variabilité d'un indicateur du cycle économique (en l'occurrence, la croissance de la valeur ajoutée réelle), elle demeure importante.

2. La variabilité du résidu de croissance au cours de la période 1970-1983

Pays	France	RFA	Italie	USA	Japon
Ecart-type A	0,017	0,017	0,026	0,018	0,025
Ecart-type B	0,018	0,260	0,045	0,476	0,029

(A) Résidu de croissance.

(B) Cycle économique.

Source : CRONOS.

La variabilité du résidu de croissance est sensiblement la même pour la France, la RFA et les Etats-Unis d'une part, pour le Japon et l'Italie d'autre part. Par la suite, lorsque nous étudierons les sources de fluctuations du résidu de croissance, il ne sera pas étonnant de trouver que les fluctuations communes aux cinq pays (temporelles ou sectorielles) prédominent dans l'explication de la variabilité du résidu. De plus, la variabilité du résidu de croissance est proche de celle de l'indicateur du cycle économique pour la France, le Japon et, dans une moindre mesure, pour l'Italie. En revanche, elle est nettement inférieure à la variabilité de l'indicateur du cycle économique aux Etats-Unis et en RFA. Cela peut être révélateur de la conduite dans ces deux pays de politiques économiques peu soucieuses de la « stabilisation du cycle économique ». Celles menées dans les trois autres pays seraient davantage d'inspiration keynésienne.

La corrélation entre le résidu de croissance et un indicateur du cycle économique reflète un fait acquis pour les économistes : la productivité varie dans le même sens que le cycle économique ; elle est procyclique. Cependant, ce résultat est interprété différemment selon les courants de pensée économique (cf Prescott, 1986 ; Hall, 1986,1988).

(3) Olson (1989), montre que l'inflexion de la productivité totale des facteurs est antérieure à 1973.

3. La corrélation du résidu de croissance avec un indicateur du cycle économique sur la période 1960-1983

Pays	France	RFA	Italie	USA	Japon
	0,96*	0,93	0,90	0,83	0,92*

(*) période 1970-1983.

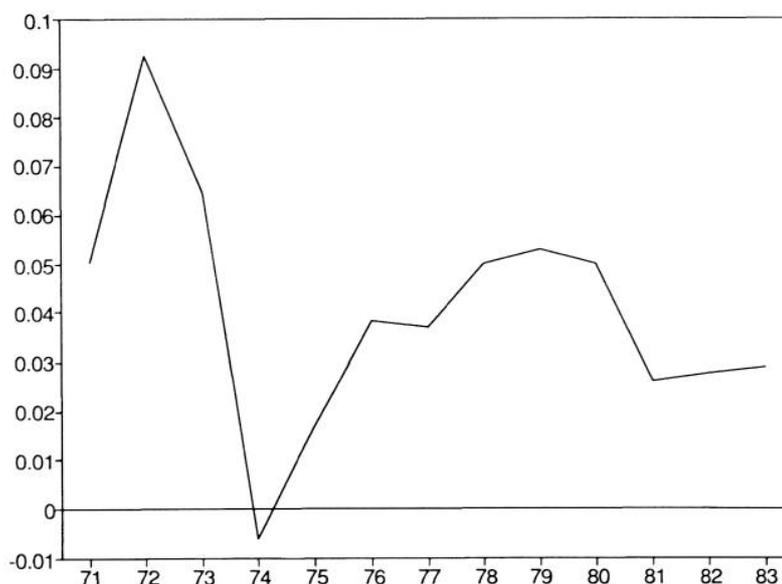
Source : CRONOS.

Le résidu de croissance, appréhendé à travers son évolution temporelle, sa corrélation avec le cycle économique et sa variabilité, a les mêmes caractéristiques que les autres mesures de la productivité :

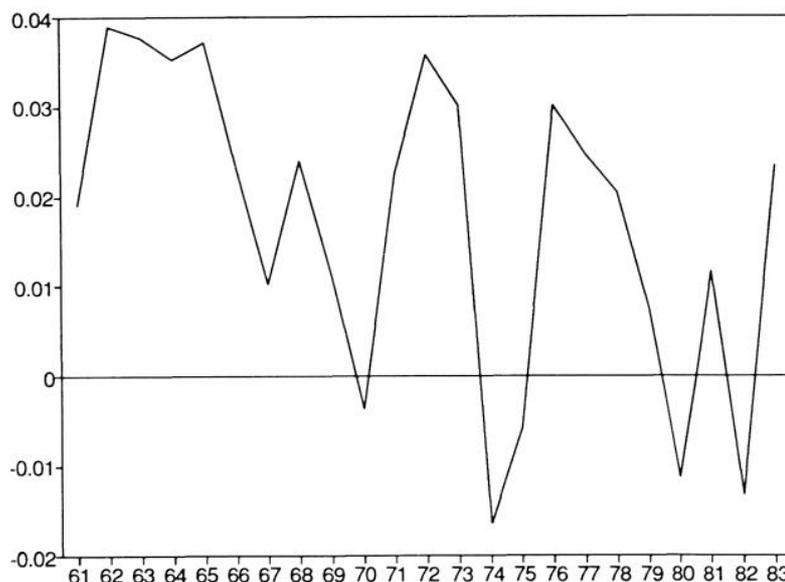
- il chute à partir de 1973 pour chacun des cinq pays de l'OCDE, tous secteurs confondus ;

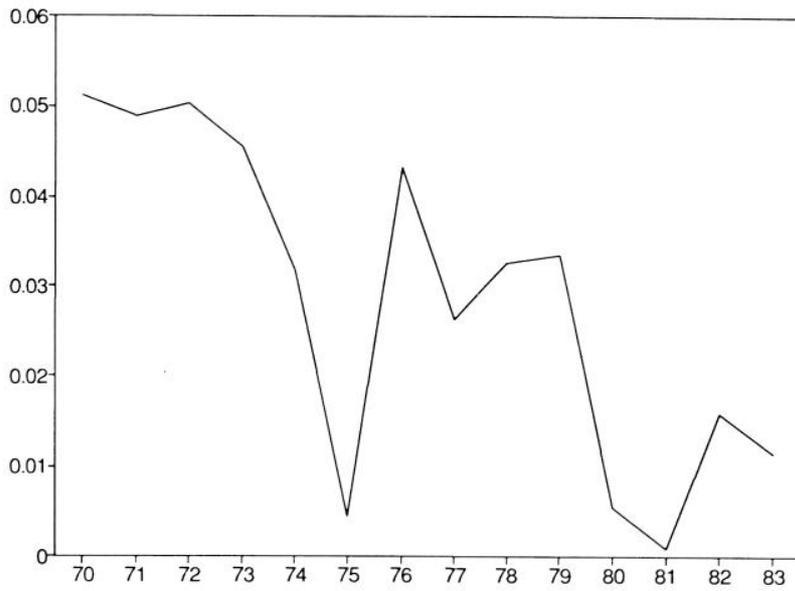
1. Evolution du résidu de croissance

a - Japon



b - Etats-Unis

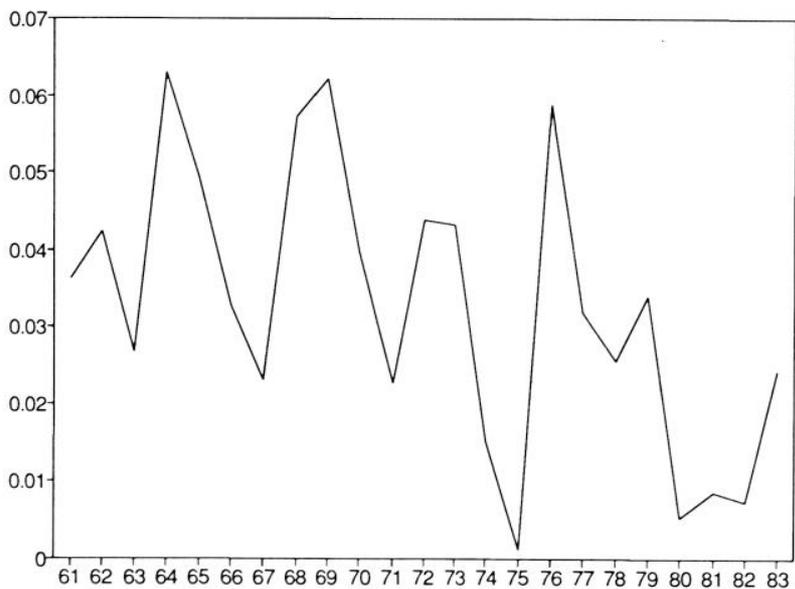




c - France



d - Italie



e - RFA

Source : CRONOS.

- il est corrélé positivement avec le cycle économique ;
- dans certains pays, il connaît d'amples fluctuations.

Dans la section suivante, nous proposons une méthode pour décomposer le résidu de croissance selon des composantes nationales, temporelles et sectorielles (dimension qui, dans cette partie descriptive, n'a pas été prise en compte) afin d'analyser par la suite les sources de ses fluctuations.

Exposé de la méthode d'estimation des sources de fluctuations du résidu de croissance

Le résidu de croissance peut être exprimé comme la somme de chocs non observables, de différentes natures (nationale, sectorielle, temporelle).

$$rs_{n,i,t} = \varepsilon_n + \delta_i + \nu_t + \mu \cdot e$$

rs = résidu de croissance du secteur i du pays n pour l'année t ;

ε = choc spécifique au pays n ;

δ = choc spécifique au secteur i ;

ν = choc spécifique à l'année t ;

μ = coefficient ;

e = vecteur unitaire.

Le choc, ν_t , commun à tous les pays et à tous les secteurs, peut être assimilé à un choc de demande ⁽⁴⁾.

A partir de cette décomposition, nous déterminons la part de la variance du résidu de croissance expliquée par des chocs spécifiques aux secteurs, aux pays et aux années. Un choc de productivité spécifique à un secteur peut être engendré par la hausse du coût de production dans ce secteur, tous pays confondus : les chocs pétroliers de 1973 et de 1979 en sont un exemple. De même, le fait que la main-d'œuvre d'un pays devienne très qualifiée constitue un choc de productivité spécifique à ce pays (l'arrivée aux Etats-Unis de citoyens qualifiés des pays de l'Est à la fin de la seconde guerre mondiale, par exemple).

Nous utilisons tout d'abord un modèle qui suppose que les différents chocs affectant le résidu de croissance sont indépendants les uns

(4) On peut également envisager qu'un choc de demande ait un impact différent selon les secteurs d'activité. La théorie de la croissance endogène, par exemple, consiste à rendre la fonction de production d'un secteur particulier dépendante de la demande agrégée.

des autres (modèle additif). Puis, nous prenons en considération les corrélations éventuelles entre les chocs et proposons un second modèle (modèle multiplicatif) pour analyser la dynamique du résidu.

La méthode

Pour étudier les différentes sources de fluctuations du résidu de croissance, nous utilisons l'analyse de la variance. Nous régressons le résidu de croissance sur des variables indicatrices représentant les pays, les secteurs et les années. Le modèle s'écrit de la façon suivante :

$$rs = \mu \cdot e + \sum_{n=1}^{n=N} \alpha_n \cdot p_n + \sum_{i=1}^{i=I} \beta_i \cdot s_i + \sum_{t=1}^{t=T} \gamma_t \cdot a_t + u$$

rs = résidu de croissance ;

e = vecteur unitaire ;

p = variable indicatrice du pays (n = 1,...,N) ;

s = variable indicatrice du secteur (i = 1,...,I) ;

a = variable indicatrice de l'année (t = 1,...,T) ;

u = erreur aléatoire ;

μ , α_n , β_i , γ_t sont les coefficients à estimer.

Ce modèle additif n'est pas identifiable car la somme des variables indicatrices des pays (et des secteurs et des années) est égale à la constante. Pour qu'il le soit, on considère le modèle statistique suivant :

$$rs = \mu' \cdot e + \sum_{n=1}^N \alpha'_n \cdot (p_n - p^*) + \sum_{i=1}^I \beta'_i \cdot (s_i - s^*) + \sum_{t=1}^T \gamma'_t \cdot (a_t - a^*) + u$$

La somme des coefficients des effets pays, secteur, année est égale à 0, les coefficients estimés de p^* , s^* et de a^* (variables indicatrices d'un pays, d'un secteur et d'une année particuliers) étant égaux respectivement à $-\sum \alpha'_n$,

$-\sum \beta'_i$ et à $-\sum \gamma'_t$. Par conséquent, les effets estimés de chaque facteur s'interprètent relativement au résidu de croissance moyen de tous les pays, secteurs et années (μ').

Une seconde modélisation peut être utilisée. Il s'agit de prendre en compte d'éventuelles interactions entre les facteurs représentant les pays et les années, les pays et les secteurs, les années et les secteurs pour expliquer les fluctuations du résidu de croissance. Par exemple, nous considérerons l'impact de mesures nationales et sectorielles évoluant au cours du temps sur le résidu de croissance ainsi que l'influence qu'a sur le résidu un pays possédant un avantage comparatif dans un secteur particulier. Ce modèle que nous nommons modèle multiplicatif s'écrit :

$$rs = \mu'' \cdot e + \sum_{n=1}^N \sum_{t=1}^T \alpha_{nt} \cdot p_{nt} + \sum_{i=1}^I \sum_{t=1}^T \beta_{it} \cdot s_{it} + \sum_{n=1}^N \sum_{i=1}^I \gamma_{in} \cdot a_{in} + v$$

e = vecteur unitaire ;

p_{nt} = variable indicatrice du pays et de l'année ;

s_{it} = variable indicatrice du secteur et de l'année ;
 a_{ni} = variable indicatrice du pays et du secteur ;
 v = erreur aléatoire ;
 μ'' , α_{nt} , β_{it} , γ_{ni} sont les coefficients à estimer.

Ce modèle n'est pas identifiable et on considère alors que :

$$rs = v \cdot e + \sum_{n=1}^N \sum_{t=1}^T \alpha'_{nt} \cdot (p_{nt} - p^{**}) + \sum_{i=1}^I \sum_{t=1}^T \beta'_{it} \cdot (s_{it} - s^{**}) + \sum_{n=1}^N \sum_{i=1}^I \gamma_{ni} \cdot (a_{ni} - a^{**}) + v$$

p^{**} = variable indicatrice d'un pays et d'une année particuliers ;
 s^{**} = variable indicatrice d'un secteur et d'une année particuliers ;
 a^{**} = variable indicatrice d'un pays et d'un secteur particuliers ;

De même, les effets estimés de chaque facteur s'interprètent par rapport au résidu de croissance moyen.

Dans la section suivante, nous présentons les résultats relatifs à l'analyse de la variance du résidu de croissance effectuée à partir de l'estimation des modèles additif et multiplicatif.

Une analyse en terme de variance du résidu de croissance : commentaire des résultats

Résultats généraux

Le tableau 4 présente les résultats de l'estimation des modèles additif et multiplicatif pour les cinq pays (échantillon A), puis pour les Etats-Unis, la RFA et l'Italie, pays dont les données sont disponibles sur toute la période d'analyse (échantillon B). La part d'un effet particulier dans l'explication de la variance du résidu de croissance est obtenue en contraignant à la nullité les coefficients de cet effet dans le modèle additif ou multiplicatif. La statistique de Fisher est alors révélatrice de la significativité ou non de cette contrainte.

Plusieurs remarques peuvent être formulées au vu de ces résultats. Tout d'abord, le pouvoir explicatif du modèle additif est faible (30 % et 33 % de la variance totale selon l'échantillon). Le modèle multiplicatif, quant à lui, explique 87 % et 75 % de la variance du résidu de croissance. Ce bon résultat doit être nuancé si l'on observe les valeurs du R^2 ajusté (0.35 et 0.41). La statistique de Fisher (7,4 pour le modèle additif, 2,3 pour le modèle multiplicatif dans l'échantillon A, 6,6 et 2,5 dans l'échantillon B) permet d'accepter le fait que l'ensemble des variables explicatives est significatif à un seuil inférieur à 5 % . Les résultats généraux de l'estimation des deux modèles additif et multiplicatif sont semblables pour les deux échantillons de pays.

4. Généralités sur l'estimation des modèles additif et multiplicatif pour cinq (A) et trois pays (B) de l'OCDE

Effet	sce (% sct)		Fisher (F)		R ² ajusté	
	A	B	A	B	A	B
Modèle additif						
Pays	4	5	6,4	12,4	—	—
Secteur (s)	12	14	15,4	11,22	—	—
Année (a)	11	13	3,3	3,26	—	—
p + s + a	30	33	7,4	6,61	0,25	0,28

Modèle multiplicatif	A	B	A	B	A	B
	p x a	27	20	1,9	5,66	—
s x a	41	40	2,3	2,14	—	—
p x s	19	10	4,5	2,17	—	—
p x a + s x a + p x s	87	75	2,3	2,5	0,35	0,41

sce : somme des carrés expliqués (variance expliquée).
sct : somme des carrés totaux (variance totale).

Sources : CRONOS, calculs des auteurs.

Premier résultat : les fluctuations du résidu de croissance ont une dynamique sectorielle internationale

L'examen de la part explicative de chaque composante du résidu de croissance dans les modèles additif et multiplicatif nous fournit les renseignements suivants. Les effets sectoriel et temporel dans le modèle additif, l'effet croisé secteur-temps dans le modèle multiplicatif (40 % et 41 % de la variance totale) prédominent dans l'explication des fluctuations du résidu de croissance.

Ce résultat confirme qu'il existe une certaine cohérence de l'information donnée par les deux modèles. Il révèle que les fluctuations du résidu de croissance se ressemblent davantage d'un pays à l'autre pour un secteur particulier que d'un secteur à l'autre pour un pays donné. Par exemple, les fluctuations du résidu de croissance dans le secteur industriel aux Etats-Unis sont plus proches des fluctuations du résidu de croissance dans le secteur industriel des autres pays que des

fluctuations du résidu dans le secteur agricole américain. Autrement dit, il y a en matière de fluctuations du résidu de croissance une plus grande similitude entre les secteurs qu'entre les pays.

Il convient, cependant, d'être très prudent quant à l'interprétation des résultats concernant la significativité et le signe des effets, notamment du fait du manque d'information sur toute la période d'analyse pour la France et le Japon. Par la suite, afin de préserver une cohérence dans le commentaire des résultats, nous prenons seulement en compte dans notre étude trois pays — l'Italie, les Etats-Unis et la RFA — pour lesquels l'information est disponible sur toute la période. Des difficultés peuvent également provenir des corrélations éventuelles entre les différents effets. Des mesures prises à un niveau national peuvent avoir un impact différent selon les secteurs d'activité : par exemple, la politique fiscale menée aux Etats-Unis depuis 1962 a eu un impact considérable sur les secteurs les plus utilisateurs de capital car elle a réduit le coût de leur fonctionnement par le biais de crédits d'impôts pour l'investissement. De même, des mesures prises au sein d'un secteur d'activité peuvent avoir un effet sur le résidu de croissance différent selon le pays. Cette remarque nous conduit à envisager les composantes du résidu de croissance, chacune débarrassée de ses corrélations éventuelles avec les deux autres. Les parts respectives de chaque effet « pur » dans l'explication de la variance du résidu sont précisées dans le tableau suivant :

5. Part de chaque effet "pur" dans la variance du résidu de croissance de trois pays de l'OCDE

Effet	sce (% sct)	effet	sce (% sct)
$p \perp s$	5	$p \times a \perp p \times s$	17
$p \perp a$	4	$p \times a \perp s \times a$	10
$s \perp a$	14	$s \times a \perp p \times a$	30
$s \perp p$	14	$s \times a \perp p \times s$	32
$a \perp p$	12	$p \times s \perp p \times a$	9
$a \perp s$	13	$p \times s \perp s \times a$	5

Source : Calculs des auteurs.

Tout d'abord, l'ordre d'importance des effets est préservé : figurent de nouveau en tête les effets temporel et sectoriel dans le modèle additif, l'effet croisé secteur-temps dans le modèle multiplicatif.

Plus précisément, dans le modèle additif, l'effet sectoriel n'est corrélé avec aucun des deux autres effets. Il n'y a donc pas d'interférence en moyenne sur la période entre les fluctuations du résidu de croissance dans les différents pays (tous secteurs confondus) et les fluctuations du résidu dans les différents secteurs (tous pays confondus). En revanche, les variations du résidu de croissance des différents pays (tous secteurs et années confondus) sont liées à celles du résidu de croissance au cours des différentes années (tous pays et secteurs confondus). En d'autres termes, les fluctuations du résidu de croissance spécifiques à chaque pays sont, en moyenne sur la période, liées à celles d'un résidu international évoluant au cours du temps.

Dans le modèle multiplicatif, tous les effets sont corrélés entre eux. L'effet croisé secteur-temps représente une part non négligeable des deux autres effets : le pouvoir explicatif de l'effet croisé pays-temps chute de 20 % à 10 % ainsi que celui de l'effet pays-secteur (de 10 % à 5 %) lorsqu'ils sont corrigés de leur corrélation avec l'effet secteur-temps. En revanche, ce dernier, même si sa corrélation éventuelle avec les deux autres effets est prise en compte, explique encore 30 % et 32 % de la variance du résidu de croissance.

Ainsi la prise en compte des corrélations éventuelles entre les effets ne remet pas en cause l'existence d'une dynamique du résidu de croissance qui soit commune à tous les pays et spécifique à chaque secteur. Langot (1989) met également en évidence le fait que la mesure de la variation de la productivité totale des facteurs qu'il a construite pour cinq pays de l'OCDE est dominée par une dynamique sectorielle internationale. De même, Stockman (1989) énonce un résultat similaire concernant la production industrielle de sept pays européens. Mais ces deux auteurs, à partir de l'interprétation de ce résultat, valident la théorie du cycle réel : leur argument consiste à assimiler les chocs sectoriels à des chocs d'offre. Il est pourtant possible que la dynamique sectorielle de la variable économique qu'ils étudient intègre des mouvements agrégés⁽⁵⁾ (communs à tous les secteurs de tous les pays) qui, selon la théorie du cycle réel, prennent leur source du côté de la demande. Si tel était le cas, il devrait exister des similitudes d'un secteur à l'autre au sein de cette dynamique sectorielle internationale. En d'autres termes, les chocs de résidu de croissance communs à tous les pays affectent-ils chaque secteur de la même façon au cours de la période ?

Deuxième résultat : la synchronisation des fluctuations du résidu de croissance entre les secteurs

Pour montrer qu'il y a synchronisation des fluctuations du résidu de croissance entre les secteurs, un commentaire détaillé du signe des effets sectoriels estimés au cours du temps est nécessaire.

(5) Le principe fondamental de la théorie de la croissance endogène consiste à intégrer dans un environnement sectoriel un élément macroéconomique.

6. La synchronisation sectorielle des fluctuations du résidu de croissance communes à trois pays de l'OCDE

Effet	agr	btp	ene	sm	snm	ind	temporel
1961	(-)	(-)	-	-	(-)	-	(+)
1962	-	(-)	-	-	(-)	-	(+)
1963	-	(-)	-	-	(-)	-	(+)
1964	-	(-)	-	-	(-)	-	+
1965	-	(-)	-	-	(-)	-	+
1966	-	(-)	-	-	(-)	-	+
1967	(+)	-	-	-	-	-	+
1968	(-)	(-)	-	-	(-)	+	+
1969	-	(-)	-	-	(-)	-	+
1970	+	(-)	-	-	-	-	+
1971	-	-	-	-	-	-	-
1972	(-)	(-)	-	-	(-)	-	(+)
1973	-	(-)	-	-	(-)	-	(+)
1974	-	(-)	-	-	-	(-)	(-)
1975	+	(-)	-	-	+	(-)	(-)
1976	(-)	(-)	-	(-)	(-)	+	+
1977	-	-	-	-	-	-	-
1978	-	-	-	-	-	+	-
1979	-	-	-	-	-	+	-
1980	-	-	-	-	-	-	-
1981	+	-	-	-	-	-	(-)
1982	+	-	-	-	-	-	(-)
1983	(+)	(+)	(+)	(+)	(+)	(+)	(-)

Les signes (+ ou -) notés entre parenthèses sont associés à des effets significatifs au seuil de 5 %.

agr : agriculture.

btp : bâtiment et travaux publics.

ene : énergie.

sm : services marchands.

snm : services non marchands.

ind : industrie.

Source : CRONOS.

La synchronisation des fluctuations du résidu de croissance communes à l'Italie, à la RFA et aux Etats-Unis entre les secteurs énergétique, du bâtiment et des travaux publics, et les services marchands est parfaite sur toute la période. Elle existe également pour tous les secteurs de 1961 à 1966, de 1971 à 1974, en 1977, 1980 et 1983. D'après ce résultat, nous pouvons affirmer que les chocs de résidu communs à tous les pays affectent de la même façon au cours de la période les secteurs énergétique, du bâtiment et des travaux publics ainsi que les services marchands (ces chocs ont un impact semblable sur tous les secteurs de 1960 à 1966, de 1971 à 1974 ainsi qu'en 1977, 1980 et 1983).

La dynamique du résidu de croissance étant plutôt sectorielle et internationale (premier résultat), nous pouvons dès à présent préciser que cette dynamique est similaire d'un secteur à l'autre (deuxième

résultat). En général, les secteurs réagissent de la même façon (même signe), mais non avec la même ampleur, à un choc de résidu commun aux pays.

La particularité des chocs de résidu qui affectent les secteurs des trois pays, outre leur similitude, est qu'ils sont, la plupart du temps, plus faibles que le choc de résidu moyen global, c'est-à-dire commun à tous les pays, à tous les secteurs et à toutes les années (ils sont généralement de signe négatif). Ainsi les fluctuations du résidu de croissance communes aux pays et spécifiques aux secteurs sont moindres que celles du résidu moyen global. Ce constat relativise l'impact des chocs de résidu sur les secteurs, tous pays confondus. Certes, ce sont eux qui prédominent dans l'explication des fluctuations du résidu de croissance (premier résultat). Cependant, ce sont de petits chocs comparés au choc de résidu commun à tous les pays, à tous les secteurs et à toutes les années.

De plus, les chocs de résidu sectoriels communs aux trois pays, du moins ceux qui affectent les secteurs de l'énergie, du bâtiment et des travaux publics et des services marchands, n'ont rien en commun avec les chocs de résidu temporels communs aux pays et aux secteurs (effet temporel). Pourtant, les chocs de résidu agrégés, c'est-à-dire communs à tous les pays et à tous les secteurs, mettent l'accent sur la dynamique temporelle du résidu de croissance qui n'est pas négligeable. Ils sont d'ailleurs, dans le cas précis, révélateurs de deux régimes de croissance : de 1961 à 1970, un régime de croissance se situant au dessus du régime de croissance moyen (moyenne calculée à partir de tous les pays, tous les secteurs et toutes les années), de 1977 à 1983, un régime de croissance se situant au dessous du régime moyen. La période 1971-1976, quant à elle, est affectée par la crise pétrolière de 1973. Il est donc surprenant que les régimes de croissance auxquels est soumis le résidu de croissance n'apparaissent pas à travers les chocs de résidu qui affectent tous les secteurs des trois pays étudiés. En effet, la dynamique du résidu de croissance, majoritairement internationale et similaire d'un secteur à l'autre, peut laisser penser que le résidu est seulement sensible aux chocs communs aux pays et aux secteurs puisque, d'un secteur à l'autre, l'impact d'un choc de résidu commun aux trois pays est le même. Cependant, il n'y a aucun lien entre chaque choc de résidu sectoriel et le choc de résidu temporel commun à tous les pays et à tous les secteurs.

Conclusion

Les fluctuations du résidu de croissance pour six secteurs d'activité de cinq pays de l'OCDE sont caractérisées, sur la période 1960-1983, par une dynamique sectorielle internationale. Celle-ci intègre des mouvements communs aux secteurs, mouvements agrégés dont la source est probablement du côté de la demande. Cette information supplémentaire concernant la nature de la dynamique du résidu de croissance porte le doute quant à la validité d'une théorie économique purement réelle du cycle.

En mettant en évidence le fait que le résidu de croissance est « contaminé » par la demande, nous montrons que celui-ci est une mesure biaisée de la variation de la productivité totale des facteurs. Les raisons expliquant cette contamination sont évoquées par Hall (1986, 1988, 1989a, 1989b) : la concurrence est imparfaite ou les rendements d'échelle sont croissants.

Références bibliographiques

- CABALLERO R., et LYONS R., 1989 : « Internal versus External Economies in European Industry », *Columbia University Discussion Paper* n° 427.
- DOMOWITZ I., HUBBARD R., et PETERSEN B., 1988 : « Market Structure and Cyclical Fluctuations in US Manufacturing », *Review of Economics and Statistics*. Vol. 70, pp. 55-66.
- DUBOIS P., 1985 : « Rupture de la croissance et progrès technique », *Economie et statistique*, n° 181, pp. 3-31.
- FITOUSSI J-P., et PHELPS E., 1988 : *The Slump in Europe*, Oxford, Blackwell.
- HALL R., 1986 : « Market Structure and Macro Fluctuations », *Brookings Papers on Economics Activity*, Vol. 2, pp. 285-322.
- HALL R., 1988 : « The Relationship between Price and Marginal Cost in US Industry », *Journal of Political Economy*, Vol. 96, n° 5.
- HALL R., 1989a : « Invariance Properties of Solow's Productivity Residual », *NBER Working Paper* n° 3034.
- HALL R., 1989b : « Increasing Returns : Theory and Measurement with Industry Data », miméo, Stanford University.
- HENIN P-Y., 1989 : « Une macroéconomie sans monnaie pour les années 90 : revue critique des travaux théoriques et empiriques sur les cycles réels », *Revue d'économie politique*, pp. 531-596.
- KYDLAND F., et PRESCOTT E., 1982 : « Time to Build and Aggregate Fluctuations », *Econometrica*, pp. 1345-1370.
- LONG J., et PLOSSER C., 1983 : « Real Business Cycles », *Journal of Political Economy*, Vol. 91, pp 39-69.
- LANGOT F., 1989 : « Composantes sectorielles et composantes nationales dans l'évolution de la productivité globale des facteurs », *Macroéconomie et analyse des déséquilibres*, Université de PARIS I, Document de travail n° 187.
- OLSON M., 1988 : « The Productivity Slowdown, the Oil Shocks, and the Real Cycle », *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 2, n° 4.
- PRESCOTT E., 1986 : « Theory Ahead of Business Cycle Measurement », *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, pp. 9-23.
- ROTEMBERG J., et WOODFORD M., 1989 : « Oligopolistic Pricing and the Effects of Aggregate Demand on Economic Activity », miméo.
- SOLOW R., 1957 : « Technical Change and the Aggregate Production Function », *Review of Economics and Statistics*, Vol. 39, pp. 312-320.
- STOCKMAN A., 1989 : « Sectoral and National Aggregate Disturbances to Industrial Output in Seven European Countries », *Journal of Monetary Economics*, Vol. 21, n° 3.