



HAL
open science

Le problème de la mesure des chocs technologiques dans les modèles de cycles réels : une évaluation empirique

Jean-Olivier Hairault

► **To cite this version:**

Jean-Olivier Hairault. Le problème de la mesure des chocs technologiques dans les modèles de cycles réels : une évaluation empirique. 1994. halshs-04697519

HAL Id: halshs-04697519

<https://shs.hal.science/halshs-04697519v1>

Submitted on 13 Sep 2024

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



Distributed under a Creative Commons Attribution 4.0 International License

UNIVERSITE DE PARIS I - PANTHEON-SORBONNE

CAHIERS ECO & MATHS

94.04

LE PROBLEME DE LA MESURE DES CHOCS
TECHNOLOGIQUES DANS LES MODELES DE CYCLES REELS :
UNE EVALUATION EMPIRIQUE

Jean-Olivier HAIRAUT

MAD

Le problème de la mesure des chocs technologiques dans les modèles de cycles réels: une évaluation empirique

Jean-Olivier Hairault*
PARIS IX, C.E.B.I. et M.A.D. Paris I

Septembre 1992
Version révisée

Résumé

Le courant des cycles réels a pour projet d'expliquer les fluctuations économiques observées dans le cadre du modèle de croissance optimale perturbé uniquement par des chocs sur la productivité globale des facteurs. Ces chocs sont interprétés comme étant de nature technologique et mesurés par les innovations dans le résidu de Solow. La faculté de ces modèles à évaluer l'importance relative des chocs technologiques et de demande reposent donc sur les propriétés cycliques du résidu de Solow. Ce travail propose une série de tests empiriques sur cette question. Il s'avère que l'ensemble des résultats converge vers une remise en cause de la thèse de la primauté des chocs technologiques dans le cycle économique.

Abstract

Explanations of variations in the Solow Residual, as an indicator of technical change, belong to the hard core of the current debate on business cycle theories: productivity shocks play a central role in real business cycles as an exogenous impulse to macroeconomic activity. However, we find in this paper that measured Solow residual do not behave as an exogenous impulse both in french and U.S. data: econometric evidence indicates that (1) money and government spending Granger-cause this indicator and (2) a significant part of its variance is explained by variations in aggregate demand variables. These features provide a point of evidence against the Real Business Cycle view.

Mots-clés: Cycles réels - Fluctuations économiques - Causalité - Modèles VAR - Analyse spectrale

*M.A.D. Université de Paris I, 90 rue de Tolbiac, 75634 Paris Cedex 13.

1 Introduction

Le courant des cycles réels¹ a tenté au cours de la dernière décennie d'imposer une vision originale, mais contestable, des fluctuations économiques observées dans les pays développés. Ces dernières résulteraient des réponses optimales² des agents économiques aux chocs aléatoires que subit la productivité globale des facteurs. Ces chocs exogènes sont considérés comme étant de nature technologique. Le courant des cycles réels se définit donc comme l'ensemble des modèles cherchant à établir que les réponses *optimales* des agents économiques à des chocs de nature *technologique* peuvent produire des caractéristiques cycliques proches de celles observées, la prise en compte de *chocs monétaires* ou *budgétaires* n'étant pas jugée *nécessaire*. Cette approche rompt donc complètement avec la vision traditionnelle des fluctuations économiques comme résultant d'imperfections informationnelles dans la tradition monétariste, ou dans le fonctionnement des marchés dans la tradition keynésienne. Ce projet a-t-il été mené à bien? Hairault [1992] a déjà montré que la prise en compte de l'économie française rend encore plus manifeste les déficiences de ce type de modèles dans la reproduction des caractéristiques cycliques d'une économie, en particulier en ce qui concerne le fonctionnement du marché du travail, ajouté au fait que la dimension nominale ne peut être expliquée.

Au-delà de ces carences qui tiennent à l'inadéquation des mécanismes internes au modèle néoclassique, une autre limite pourrait provenir de la mesure des chocs technologiques. La méthode de validation³ des cycles réels implique en effet d'étalonner le processus autorégressif stationnaire d'ordre un qu'ils sont supposés suivre. Le choc technologique est alors assimilé traditionnellement, et naturellement dans ce cadre néoclassique, au résidu de Solow [1957], c'est-à-dire à la composante du taux de croissance du produit inexplicée par les taux de croissance des facteurs de production pondérés par la part de leur rémunération dans le produit. Le coefficient autorégressif et la variance du processus sont ainsi fixés à des valeurs estimées sur le résidu de Solow. Peut-on cependant assimiler à un niveau empirique les variations du résidu de Solow au seul progrès technique? Cette propriété, nécessaire pour conserver toute sa pertinence à la validation des modèles RBC, n'est en effet vérifiée que dans le cadre d'hypothèses bien spécifiques. Elle repose en fait sur la pertinence empirique des hypothèses théoriques

¹Il s'agit de la traduction retenue pour Real Business Cycles. Ce courant théorique s'est développé à partir des premiers modèles de Kydland et Prescott [1982] et de Long et Plosser [1983].

²Les recommandations de politique économique sont alors extrêmes, puisque toute intervention est considérée comme sous-optimale.

³Le lecteur peut se reporter à Henin [1991] et à Hairault [1992] pour une présentation de la méthodologie des cycles réels.

du modèle de croissance néoclassique. Hall [1989] cite en particulier l'importance des hypothèses d'absence de pouvoir de marché de la part des entreprises et de rendements constants pour conserver la propriété d'invariance du résidu de Solow par rapport aux chocs de demande; Mankiw [1989] et Summers [1986] insistent plutôt sur l'absence d'un phénomène de thésaurisation de main d'oeuvre pour assurer l'indépendance du résidu de Solow par rapport aux chocs de demande. L'interprétation keynésienne du cycle de productivité fait en effet intervenir une sous-utilisation des capacités productives lors des récessions, tandis que, dans les expansions, l'utilisation des capacités est maximale, ce qui augmente la production, sans augmenter fortement les facteurs de production. Dans ces conditions, on ne peut a priori éliminer une explication du résidu de Solow par des chocs de demande.

Il faut noter que les modèles des cycles réels sont bien en conformité avec les hypothèses faites par Solow [1957], ce qui conduit naturellement à mesurer le choc technologique par le résidu de Solow. Cependant, cette cohérence interne ne doit pas faire illusion. Elle permet simplement de souligner que seuls des tests empiriques sur le processus du résidu de Solow peuvent permettre de juger de la pertinence de la thèse des cycles réels. Une première implication des modèles RBC est en effet de considérer que le résidu de Solow est à l'origine des variations conjoncturelles de l'activité économique. Plus fondamentalement, et surtout de façon plus problématique, il est supposé que les variations du résidu de Solow ne sont imputables qu'à des chocs technologiques. Comme ces propriétés cycliques du résidu de Solow sont des implications directes du cadre théorique des cycles réels, il est nécessaire de les soumettre à des tests statistiques spécifiques.

L'objectif de cette étude est donc, par l'étude des propriétés cycliques du résidu de Solow, de juger de la thèse des cycles réels qui accorde la primauté aux chocs technologiques dans les fluctuations économiques. Naturellement, se serait sa capacité globale à rendre compte de ce phénomène qui diminuerait avec la mise en évidence de la sur-estimation des chocs technologiques dans les variations du résidu de Solow. En effet, les résultats des simulations stochastiques auxquelles se livre le courant des cycles réels sont extrêmement sensibles aux paramètres spécifiant le processus du choc technologique⁴.

Des travaux antérieurs tendent à rejeter cette exogénéité supposée par rapport aux facteurs de demande (Hall [1989], Gali et Hammour [1991], Evans [1991], et Langot [1991]). Cette conclusion est-elle corroborée en ayant recours à des tests de

⁴Voir Hairault [1992].

nature différente? En outre, ce résultat est-il généralisable au cas de l'économie française? Une réponse affirmative à ces deux questions renforcerait considérablement les doutes sur la capacité des modèles des cycles réels à juger de l'importance relative des chocs d'offre et de demande dans les sources des fluctuations économiques. Nous avons ainsi analysé pour les Etats-Unis et la France les relations entre le résidu de Solow et deux variables, les dépenses publiques et la masse monétaire, dans la mesure où ce sont les chocs de demande traditionnellement considérés comme à la base d'une part importante des variations conjoncturelles⁵.

Dans la première section, une analyse spectrale permet de mettre en évidence d'une part la cohérence entre le produit et le résidu de Solow, ce qui indique que ce dernier est bien au coeur des fluctuations économiques, et d'autre part celle entre les dépenses publiques ou la masse monétaire et le résidu de Solow, ce qui peut être considéré comme un premier élément, certes ambigu, contre les cycles réels. La deuxième section permet de renforcer la portée de cette première conclusion sur la base du calcul des mesures de causalité proposées par Gouriéroux, Monfort et Renault [1987] qui montrent que la dépendance totale entre ces variables est imputable essentiellement à une causalité au sens de Granger des variables de demande vers le résidu de Solow. Enfin, des décompositions de variance dans le cadre de la méthodologie vectorielle autorégressive reposant sur des schémas d'orthogonalisation différents (identifications instantanée⁶ et de long terme⁷) permettent de quantifier l'importance des chocs de demande dans les variations du résidu de Solow.

Il apparaît ainsi que la diversité des tests statistiques mis en oeuvre converge au stade des résultats vers une conclusion homogène qui remet en cause l'exogénéité supposée du résidu de Solow vis-à-vis des dépenses publiques en France et de la masse monétaire aux Etats-Unis.

2 Le résidu de Solow au coeur des fluctuations économiques

Le courant des cycles réels privilégie les variations du résidu de Solow sous l'impulsion de chocs technologiques dans l'explication des fluctuations économiques. L'annexe A montre en effet que, dans un cadre néoclassique, le résidu de Solow constitue une

⁵Blanchard et Watson [1986] et Bec et Hairault [1991] montrent ainsi l'influence de ces variables dans les fluctuations économiques des grands pays de l'OCDE.

⁶Voir Sims [1980].

⁷Voir Blanchard et Quah [1989].

mesure pure du progrès technique. Cette variable serait ainsi au coeur des fluctuations économiques, définies essentiellement comme un phénomène de co-variations entre les principales séries macro-économiques.

L'analyse de la cohérence entre deux variables, qui est fondée sur les propriétés de leur spectre croisé, permet de révéler ce phénomène de co-variations à des fréquences cycliques. La cohérence, de façon analogue à une corrélation dans le domaine du temps, mesure en effet le niveau de variance d'une variable expliquée par l'autre variable dans chaque cycle⁸. Nous ne présentons que les graphiques indiquant les régions de significativité des cohérences, et non ceux relatifs au niveau de la cohérence. Fuller [1976] a démontré qu'un test de significativité d'un niveau de cohérence c est basé sur la statistique $K = \frac{4dc^2}{2(1-c^2)}$ avec $d = \frac{(q-1)}{2}$ et q égal à la fenêtre choisie⁹. K est approximativement distribué comme un $F(2, 4d)$. Précisons que nous avons travaillé sur les séries stationnarisées par différenciation, ces séries étant intégrées d'ordre un d'après les tests de Dickey et Fuller [1979]; les spectres ont été obtenus pour 120 et 100 ordonnées (respectivement pour les Etats-Unis et la France), lissés en utilisant une pondération fixe et une fenêtre égale à 30 pour les Etats-Unis et 25 pour la France¹⁰.

Dans un premier temps, nous analysons la significativité de la cohérence du résidu de Solow avec le produit (PNB réel), co-variation mise en exergue par les modèles des cycles réels. Ensuite, nous prenons en compte les dépenses publiques en volume et la masse monétaire (M2), variables absentes dans ces modèles. Les séries sont trimestrielles, couvrant la période 1960-1990 aux Etats-Unis et 1970-1990 en France et issues respectivement de la Citibase et de la base de l'OCDE.

2.1 La cohérence avec le produit

Les statistiques relatives au test de la significativité de la cohérence entre le résidu de Solow et le PNB réel aux Etats-Unis et en France sont reproduites dans le graphique 1.

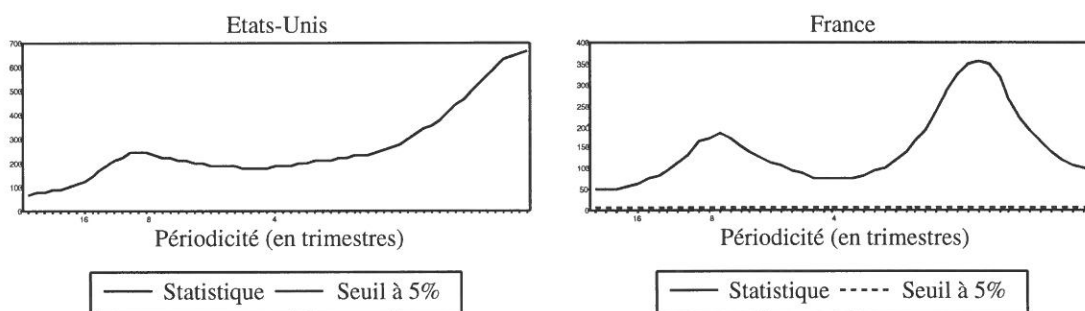
Le niveau de la cohérence entre ces deux variables est toujours significatif, quelle que soit la fréquence considérée, aux Etats-Unis et en France. Les variations du résidu de Solow apparaissent ainsi au coeur des fluctuations de l'activité économique. Cette

⁸En analyse spectrale, on décompose en effet chaque série en n cycles, au sens strict du terme, relatifs à une fréquence différente entre 0 et Π .

⁹La fenêtre indique le nombre d'autocorrélations prises en compte.

¹⁰Il faut noter que les différents spectres, que nous n'avons pas reproduits ici, présentent un pic dans les basses fréquences, ce qui est typique des variables qui présentent de fortes autocorrélations à des ordres faibles (voir Granger [1969]).

Graphique 1: Significativité de la cohérence PNB réel-Résidu de Solow



propriété est souvent mise en avant par les théoriciens des cycles réels à l'appui de leur thèse de la primauté des chocs technologiques. Il faut noter qu'elle s'explique aussi parfaitement dans le cadre de la théorie keynésienne dite du cycle de productivité. Dans le premier cas, il est imputable à des chocs technologiques exogènes; dans le second cas, comme les entreprises disposent d'un volant de main-d'oeuvre inutilisé en période de dépressions, un choc positif sur la demande globale va entraîner à la fois une augmentation du produit et de la productivité apparente. Dans les deux cas, le résidu de Solow est pro-cyclique; cependant, son caractère exogène est remis en cause dans la seconde interprétation.

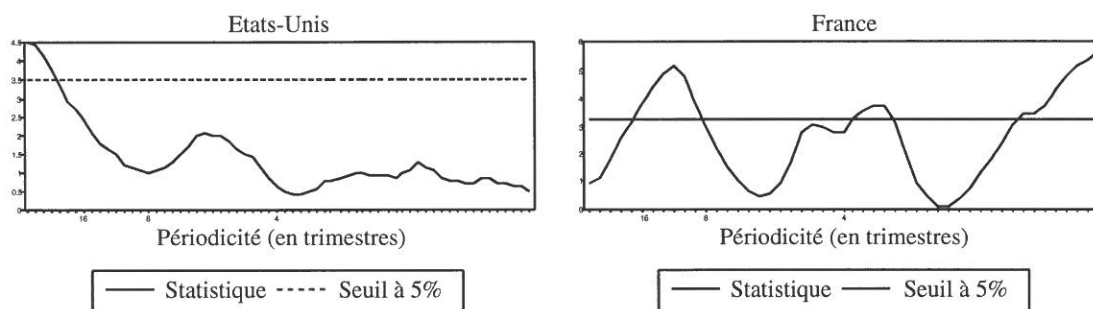
L'analyse de la cohérence du résidu de Solow avec les variations du PNB réel souligne en tout cas la nécessité de considérer les fluctuations de la productivité globale des facteurs comme un élément incontournable du phénomène cyclique.

2.2 La cohérence avec la monnaie et les dépenses publiques

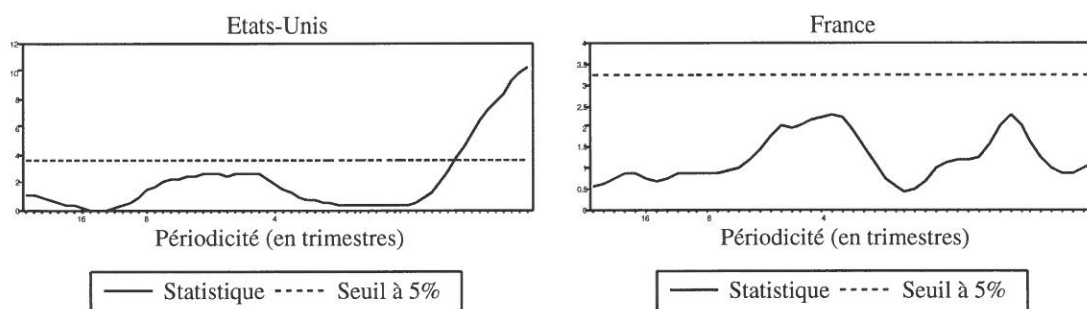
La thèse des cycles réels est que les chocs technologiques expliquent l'essentiel des fluctuations économiques. Ainsi, ce seraient les composantes endogènes des variables de politique économique qui expliqueraient leur caractère cyclique. A un niveau empirique, il est donc intéressant d'étudier la cohérence des mouvements du résidu de Solow par rapport à la masse monétaire et aux dépenses publiques.

Que ce soit aux Etats-Unis ou en France, il existe toujours une zone de significativité de la cohérence du résidu de Solow avec un facteur de demande (graphiques 2 et 3). En France, les mouvements du résidu de Solow de très court terme et ceux de périodicités comprises entre 2 et 4 ans apparaissent significativement cohérents avec ceux des dépenses publiques. En revanche, les mouvements de la masse monétaire, quelle que soit la fréquence considérée, n'expliquent pas ceux du résidu de Solow. Aux Etats-Unis, les variations de la masse monétaire expliquent significativement le résidu

Graphique 2: Significativité de la cohérence Dépenses publiques-Résidu de Solow



Graphique 3: Significativité de la cohérence Monnaie-Résidu de Solow



de Solow à très court terme. La cohérence avec les dépenses publiques apparaît significative uniquement dans les basses fréquences. Cependant, ces co-variations dépenses publiques-résidu de Solow concernent des périodicités qui vont au-delà de l'horizon du cycle économique.

Ces résultats peuvent s'interpréter dans le sens des cycles réels: la propagation des chocs technologiques dans le système économique peut impliquer un phénomène de co-variations généralisés. Dans cet ordre d'idées, le fait que ces variables de politique économique ne soient pas prise en compte par le courant des cycles réels ne serait pas véritablement réducteur, dans la mesure où c'est leur composante endogène qui expliquerait leur conformité dans le cycle.

Cependant, la significativité de la cohérence peut révéler une dépendance significative des mouvements du résidu de Solow par rapport aux facteurs de demande. Il est donc nécessaire à ce stade de procéder à des tests qui permettent de lever cette ambiguïté.

3 Une explication causale du résidu de Solow

Dans les interprétations antagonistes des résultats précédents, les schémas de causalité diffèrent. Alors que le courant des cycles réels voit dans le résidu de Solow l'impulsion primaire qui se propage aux autres variables macroéconomiques, les chocs de demande sont à l'origine des variations de la productivité dans l'interprétation d'inspiration keynésienne. Une analyse des chaînes de causalité entre ces variables est donc susceptible de discriminer entre ces deux thèses. Les mesures de causalité proposées par Gouriéroux, Monfort et Renault [1987] permettent d'une part de tester, sur la base de rapports de vraisemblance, l'indépendance entre deux variables (ou deux groupes de variables) et d'autre part de décomposer leur dépendance entre les causalités au sens de Granger et la relation instantanée. Cette analyse englobe donc celle de la cohérence (test d'indépendance), mais cette fois dans le domaine temporel, et elle la dépasse en recherchant une séquence causale significative.

L'ensemble de ces tests de causalité a été effectué dans des modèles vectoriels auto-régressifs dont l'ordre de retard a été déterminé par le critère AIC¹¹.

Les tableaux où sont reportés les résultats des tests se lisent ainsi: la première ligne contient la statistique du test d'indépendance qui est distribuée comme un χ^2 à 18 et 9 degrés de liberté respectivement pour les deux premiers tableaux et les quatre suivants. Dans la troisième ligne sont reportées en pourcentage de la dépendance totale les parts respectives des deux causalités au sens de Granger et de la relation instantanée, tandis que la valeur de leur statistique distribuée comme un χ^2 , dont le degré de liberté est donné entre parenthèses, est indiquée à la ligne suivante¹².

Dans un premier temps, on peut mettre en oeuvre ces mesures de causalité entre d'une part le résidu de Solow et d'autre part un "bloc demande" comprenant à la fois les dépenses publiques et la masse monétaire. Il s'avère alors que l'indépendance est rejetée à 5% et à 10% respectivement en France et aux Etats-Unis. La relation dominante dans la dépendance totale est alors dans les deux cas la relation de causalité des variables de demande vers le résidu de Solow: cette non-causalité est d'ailleurs rejetée à un seuil de 5% et de 10% respectivement en France et aux Etats-Unis. La relation instantanée apparaît significative aux Etats-Unis, ce qui laisse à penser que la périodicité des variables ne permet pas de révéler toute l'information sur l'intensité des causalités.

¹¹Voir Akaike [1981].

¹²Les significativités à un seuil de 10%, 5% et 1% sont indiquées respectivement par *, **, et ***.

$\Delta \log \text{RS} - (\Delta \log \text{M} \Delta \log \text{G})$ (Fra): Décomposition de la dépendance totale (28.85**)		
causalité $(\Delta \log \text{M} \Delta \log \text{G}) \rightarrow \Delta \log \text{RS}$	causalité $\Delta \log \text{RS} \rightarrow (\Delta \log \text{M} \Delta \log \text{G})$	relation instantanée
68%	27%	5%
19.01** ($\chi^2(8)$)	7.8 ($\chi^2(8)$)	1.2 ($\chi^2(2)$)

$\Delta \log \text{RS} - (\Delta \log \text{M} \Delta \log \text{G})$ (E-U): Décomposition de la dépendance totale (26**)		
causalité $(\Delta \log \text{M} \Delta \log \text{G}) \rightarrow \Delta \log \text{RS}$	causalité $\Delta \log \text{RS} \rightarrow (\Delta \log \text{M} \Delta \log \text{G})$	relation instantanée
51%	29%	20%
13.7* ($\chi^2(8)$)	7.1 ($\chi^2(4)$)	4.98* ($\chi^2(1)$)

Ces tests confirment que le résidu de Solow n'est pas indépendant par rapport aux facteurs de demande et que l'exogénéité qui doit être rejetée est celle du résidu de Solow¹³.

Cependant, les analyses précédentes dans le domaine spectrale ont montré que les dépenses publiques et la masse monétaire ne tenaient pas un rôle symétrique. On peut donc procéder à des tests identiques en "désagrégant" les variables de demande.

Sur données françaises, l'indépendance n'est rejetée que par rapport aux dépenses publiques. Dans le système incorporant la masse monétaire, la relation dominante est celle correspondant à la causalité de cette variable vers le résidu de Solow; cependant, elle n'est pas significative. A l'inverse, celle des dépenses publiques vers le résidu de Solow qui apparaît dominante, est significative à un seuil de 1%.

$\Delta \log \text{RS} - \Delta \log \text{M}$ (Fra): Décomposition de la dépendance totale (6.3)		
causalité $\Delta \log \text{M} \rightarrow \Delta \log \text{RS}$	causalité $\Delta \log \text{RS} \rightarrow \Delta \log \text{M}$	relation instantanée
61%	18%	21%
3.85 ($\chi^2(4)$)	1.15 ($\chi^2(4)$)	1.3 ($\chi^2(1)$)

$\Delta \log \text{RS} - \Delta \log \text{G}$ (Fra): Décomposition de la dépendance totale (18.7**)		
causalité $\Delta \log \text{G} \rightarrow \Delta \log \text{RS}$	causalité $\Delta \log \text{RS} \rightarrow \Delta \log \text{G}$	relation instantanée
77%	18%	5%
14.63*** ($\chi^2(4)$)	3.46 ($\chi^2(4)$)	0.69 ($\chi^2(1)$)

Sur données américaines, on retrouve un rôle inversé pour les variables de demande. Cependant, les tests sont moins concluants; en effet, on ne peut rejeter qu'à un seuil de 15% l'indépendance entre la masse monétaire et le résidu de Solow. En outre, si la relation dominante entre ces deux variables est bien la causalité de la première vers la deuxième, elle n'est significative qu'à un seuil de 10%. Il faut noter en outre que la dépendance entre les dépenses publiques et le résidu de Solow, qui est clairement non significative, est marquée par une forte relation instantanée, ce qui peut indiquer que les tests de causalité ne permettent pas, en raison de la périodicité des données, de révéler toute l'information sur les relations causales entre ces deux variables.

¹³Rappelons que l'hypothèse d'exogénéité du résidu de Solow implique nécessairement la non-causalité au sens de Granger de la masse monétaire et des dépenses publiques vers le résidu de Solow.

$\Delta \log RS - \Delta \log M$ (E-U): Décomposition de la dépendance totale (13.55)		
causalité $\Delta \log M \rightarrow \Delta \log RS$	causalité $\Delta \log RS \rightarrow \Delta \log M$	relation instantanée
68%	24%	8%
9.29* ($\chi^2(4)$)	3.24 ($\chi^2(4)$)	1.0 ($\chi^2(1)$)

$\Delta \log RS - \Delta \log G$ (E-U): Décomposition de la dépendance totale (6.38)		
causalité $\Delta \log G \rightarrow \Delta \log RS$	causalité $\Delta \log RS \rightarrow \Delta \log G$	relation instantanée
17%	32%	51%
1.12 ($\chi^2(4)$)	2.11 ($\chi^2(4)$)	3.24* ($\chi^2(1)$)

Ces résultats permettent de trancher entre les conclusions contradictoires qui pouvaient être tirées à partir de l'analyse de la cohérence; ils mettent en outre en évidence le rôle particulier joué par les dépenses publiques en France et la masse monétaire aux Etats-Unis. Dans la dépendance totale, la causalité de la variable de demande vers le résidu de Solow domine. Elle est en outre la seule causalité significative en France dans le cas des dépenses publiques (à un seuil de 5%) et aux Etats-Unis dans le cas de la masse monétaire (à un seuil de 10%). Ainsi, ces résultats mettent clairement en évidence une relation causale univoque allant d'une variable de demande vers le résidu de Solow. Ils jettent un doute sérieux sur l'exogénéité supposée des variations de la productivité globale des facteurs. Ils lèvent ainsi l'ambiguïté sous-jacente aux résultats obtenus sur la significativité de la cohérence des mouvements du résidu de Solow avec, soit les dépenses publiques, soit la masse monétaire¹⁴ qui apparaissent maintenant, eux aussi, indéniablement incompatibles avec l'hypothèse que le résidu de Solow constitue une mesure pure du progrès technique. Ils confirment aussi la différence entre les deux pays en ce qui concerne la variable de politique économique qui "contamine" le résidu de Solow.

Ainsi, ce sont les variables de politique économique qui expliquent le résidu de Solow, et non l'inverse. Ce résultat est plus conforme à une explication keynésienne du cycle économique qu'aux thèses du courant des cycles réels.

Cependant, la causalité au sens de Granger n'est qu'une précedence explicative. Il est possible d'obtenir des chaînes causales de ce type dans un modèle ne prenant en compte que des chocs technologiques. Ainsi, King et Plosser [1984] exhibent une causalité monétaire dans un modèle où la production de biens physiques dépend de la production préalable des intermédiaires financiers: l'observation d'un choc technologique induit une réponse préalable de la monnaie interne. Même si les résultats obtenus dans l'analyse des causalités nous apparaissent déjà relativement discriminants, le modèle de King et Plosser [1984] rappelle qu'il peut être nécessaire de remonter aux chocs structurels que subissent les variables considérés ici, en particulier le résidu de Solow.

¹⁴En effet, le résidu de Solow n'explique aucune des variables, quel que soit le pays considéré.

4 Décompositions de variance du résidu de Solow dans le cadre de modèles VAR

Doit-on considérer les variations du résidu de Solow comme une mesure pure des innovations technologiques? Les tests précédents inclinent à répondre par la négative. Cependant, des exercices de décomposition de variance du résidu de Solow entre chocs technologiques d'une part et chocs de demande d'autre part peuvent permettre de répondre de façon plus tranchée à cette question. En outre, ils fourniront une quantification de la sur-estimation éventuelle de l'importance des chocs technologiques lorsqu'ils sont étalonnés sur la base du résidu de Solow.

On peut en effet procéder à la décomposition de la variance de l'erreur de prévision sur le résidu de Solow dans un modèle VAR en distinguant la contribution des chocs technologiques de celle des chocs de demande. La méthode du bootstrap nous a permis de calculer des intervalles de confiance à 95%¹⁵. Préalablement, cependant, le problème de l'identification des chocs structurels, technologique et de demande, se pose. Afin de vérifier la robustesse de nos résultats, nous proposons plusieurs méthodes d'orthogonalisation des innovations. Parallèlement à la démarche traditionnelle de Sims [1980], basée sur la décomposition de Choleski, nous emprunterons celle proposée par Blanchard et Quah [1989], basée sur des restrictions de long terme. Nous présentons en Annexe B ces différentes méthodes et le problème de l'orthogonalisation des innovations.

Orthogonalisation à la Sims: L'identification des chocs structurels repose sur un schéma d'orthogonalisation correspondant à un modèle récursif des innovations, obtenues dans une première étape par l'estimation d'un modèle VAR. Le modèle des innovations pour chaque pays est conforme aux tests précédents.

En France, le choc monétaire est obtenu en purgeant l'innovation monétaire du choc de dépenses publiques. Le choc technologique correspond à l'innovation sur le résidu de Solow compte tenu des chocs de demande.

¹⁵Il s'agit d'estimer le modèle VAR et de conserver les résidus. On construit de nouvelles séries à partir des coefficients estimés et des résidus tirés dans leur loi jointe. On réestime alors un modèle VAR pour chaque tirage différent. Nous avons procédé à 1000 simulations et à une décomposition de variance pour chaque tirage. L'intervalle de confiance est obtenu en prenant la 25^{ième} plus petite valeur et la 975^{ième} plus grande. Cette méthode de rééchantillonnage repose sur la propriété de convergence de la distribution empirique des résidus vers la distribution théorique (*cf.* Freedman [1982]): des tirages indépendants dans les résidus peuvent ainsi être considérés comme des tirages dans la vraie loi.

$$\begin{cases} \varepsilon_G = \eta_G \\ \varepsilon_M = b_1\varepsilon_G + \eta_M \\ \varepsilon_T = b_2\varepsilon_G + b_2\varepsilon_M + \eta_T \end{cases}$$

horizon	Décomposition de la Variance de RS (Fra)		
	η_M	η_G	η_T
1 trimestre	.3% [.02;4.2]	1.4% [.05;6.24]	98.3% [90.89;99.28]
1 an	3.5% [1.15;19.81]	1.8% [1.21;15.71]	94.7% [71.69;95.08]
5 ans	7% [1.29;27.82]	13.4% [3.30;38.08]	79.6% [46.33;90.41]
∞	7.9% [.90;20.44]	13.4% [1.85;40.68]	78.7% [45.23;90.94]

La variance du résidu de Solow apparaît dominée par le choc technologique. Cependant, à l'horizon du cycle (5 ans), la contribution des chocs de demande, en particulier celle du choc de dépenses publiques, ne peut être occultée.

Aux États-Unis, le rang de la monnaie et des dépenses publiques a été inversé.

$$\begin{cases} \varepsilon_M = \eta_M \\ \varepsilon_G = b_1\varepsilon_G + \eta_M \\ \varepsilon_T = b_2\varepsilon_G + b_2\varepsilon_M + \eta_T \end{cases}$$

horizon	Décomposition de la Variance de RS (E-U)		
	η_M	η_G	η_T
1 trimestre	1% [.03;3.87]	3.3% [.03;2.60]	95.7% [94.8;99.8]
1 an	3.8% [.65;9.51]	1.9% [.39;5.73]	94.3% [86.43;97.84]
5 ans	1.3% [.74;15.32]	.8% [.44;16.73]	97.9% [71.46;96.59]
∞	1.5% [.39;17.4]	.3% [.27;23.11]	98.2% [66.67;96.77]

Sur la base de l'identification des chocs retenue, il apparaît que la variance du résidu de Solow soit presque exclusivement imputable au choc technologique aux États-Unis. Cependant, on peut s'interroger sur la pertinence de l'identification des chocs structurels retenue ici, qui repose sur des restrictions instantanées selon un schéma récursif.

Orthogonalisation à la Blanchard-Quah: Les exercices de décomposition de variance ont été menés jusqu'à ce stade sur la base de restrictions de court terme, en imposant des restrictions sur les relations instantanées entre les variables. Cependant, il est parfois plus pertinent d'identifier les chocs structurels sur la base de restrictions

de long terme: on suppose alors que les effets à long terme de certains chocs sur certaines variables sont nuls. Nous considérons pour chaque pays le résidu de Solow et le facteur de demande qui semble globalement le plus “explicatif” dans les tests précédents. Nous identifions le choc de demande comme le choc qui n’a pas d’effet à long terme sur le résidu de Solow; en effet, on peut supposer que son effet est négligeable à long terme par rapport à l’effet imputable au choc technologique. Cette restriction doit nous permettre une meilleure identification des deux chocs, et donc de leur contribution respective à la variance du résidu de Solow.

Pour la France, on considère donc un système comprenant le résidu de Solow et les dépenses publiques. La contribution à long terme du choc de dépenses publiques à la variance du résidu de Solow est nulle, étant donnée la restriction imposée. Il apparaît que la contribution du choc de dépenses publiques est significative à l’horizon du cycle.

horizon	Décomposition de la Variance de RS (Fra)	
	η_G	η_T
1 trimestre	16.2% [3.01;41.44]	83.8% [56.93;96.59]
1 an	17.3% [4.93;35.17]	82.7% [64.74;94.73]
5 ans	5.6% [1.40;9.47]	94.4% [90.48;98.57]
∞	0%	100%

horizon	Décomposition de la Variance de RS (E-U)	
	η_M	η_T
1 trimestre	1.5% [.14;32.12]	98.5% [66.87;99.84]
1 an	5.0% [1.35;30.61]	95.0% [68.56;98.63]
5 ans	1.0% [.28;5.66]	99.0% [94.05;99.71]
∞	0%	100%

Les résultats sont relativement proches des précédents. Le résidu de Solow en France semble toujours plus dépendant des facteurs de demande qu’aux Etats-Unis. Toutefois, il se peut que les restrictions identifiantes de long terme ne permettent pas d’identifier les innovations structurelles, les théories de la croissance endogène mettant en évidence par exemple l’effet à long terme des chocs de demande.

En résumé, il ressort de ces exercices de décomposition de variance une certaine robustesse des résultats mis en évidence. En effet, le niveau de la variance du résidu de Solow expliqué par les facteurs de demande est plus élevé en France qu’aux Etats-Unis. Il semble que l’on ne puisse pas imputer totalement la variance du résidu de Solow aux

chocs technologiques. En outre, il s'agit d'une évaluation minimale de la sur-estimation des chocs technologiques dans les variations du résidu de Solow: d'autres chocs, comme des chocs extérieurs, en particulier pour la France, pourraient expliquer une part de la variance imputée ici à ce type de chocs.

5 Conclusion

Le courant des cycles réels accorde une place privilégiée aux variations du résidu de Solow dans les fluctuations économiques. Considérées comme une mesure pure des chocs technologiques, elles servent de référence pour étalonner le processus suivi par ce type de choc dans la phase de validation du modèle. Cette démarche est cohérente avec les hypothèses de rendements constants et de concurrence parfaite qui caractérisent ce courant.

C'est pourquoi la mise en évidence de la dépendance du résidu de Solow par rapport à des facteurs de demande est une remise en cause de la théorie des cycles réels. Elle conduit à s'interroger sur le poids accordé aux chocs technologiques dans la phase d'étalonnage des modèles et ainsi sur les résultats des simulations étant donné leur sensibilité aux paramètres relatifs au processus du choc. Mais, plus fondamentalement, elle indique que le cadre théorique est infirmée par l'endogénéité du résidu de Solow.

Il n'est donc plus possible d'affirmer que la prise en compte uniquement de chocs technologiques est suffisante pour reproduire l'essentiel des fluctuations économiques observées, puisque le résidu de Solow même se révèle être dépendant des chocs de demande. Certains travaux théoriques permettent déjà de rendre compte de cette caractéristique. Burnside, Eichenbaum et Rebelo [1990] et Fairise, Henin et Langot [1992] proposent ainsi un modèle où la productivité globale des facteurs subit l'influence d'un choc de dépenses publiques. Les heures travaillées étant pré-déterminées, l'ajustement à court terme s'effectue par une variable d'effort ou d'intensité du travail, ce qui vise à introduire un cycle de productivité dans le modèle: la mesure apparente du résidu de Solow surestime de 30% l'ampleur d'un choc technologique. Hairault et Portier [1993] expliquent quant à eux l'endogénéité du résidu de Solow par rapport aux chocs d'offre de monnaie dans un modèle de concurrence monopolistique en présence de rigidités nominales.

Bibliographie

- H. AKAIKE. Likelihood of a model and information criteria. *Journal of Econometrics*, 16(1):3–14, Mai 1981.
- F. BEC ET J.O. HAIRAUT. *Une étude empirique des sources de fluctuations économiques dans le cadre d'un modèle à tendances communes*. Document de travail 91-13, M.A.D..Université de Paris I, Mai 1991. A paraître dans les *Annales d'Economie et de Statistiques*.
- O.J. BLANCHARD ET D. QUAH. The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances. *American Economic Review*, 79(4):655–673, Septembre 1989.
- O.J. BLANCHARD ET M. WATSON. Are business cycles all alike? In R. Gordon, éditeur, *The American Business Cycle: Continuity and Change*, pages 123–156, University of Chicago Press, 1986.
- C. BURNSIDE, M. EICHENBAUM ET S. REBELO. *Labor Hoarding and the Business Cycle*. Working Paper 3556, NBER, Décembre 1990.
- D. DICKEY ET W. FULLER. Distribution of the estimators for autoregressive time series with an unit root. *Journal of the American Statistical Society*, 366:427–431, Juin 1979.
- C. EVANS. *Productivity Shocks and Real Business Cycles*. Working paper, Federal Reserve Bank of Chicago, 1991.
- X. FAIRISE, P.Y. HENIN ET F. LANGOT. Les modèles de cycle réel peuvent-ils expliquer les fluctuations de l'emploi et de la productivité? *Economie et Prévision*, 1992. à paraître.
- D. FREEDMAN. On bootstrapping two stage least squares estimates in stationary linear models. *The Annals of Statistics*, 12:827–842, 1982.
- W. FULLER. *Introduction to Statistical Time Series*. Wiley, New-York, 1976.
- J. GALI ET M. HAMMOUR. *Long Run Effects of Business Cycles*. Working paper , Columbia University, Mai 1991.
- C. GOURIÉROUX, A. MONFORT ET E. RENAULT. Kullback causality measures. *Annales d'Economie et de Statistiques*, 6/7:369–410, Avril-Septembre 1987.

- C. GRANGER. Investigating causal relations by econometrics models and cross spectral methods. *Econometrica*, 37(3):424–439, Juillet 1969.
- J.O. HAIRAULT ET F. PORTIER. Money, new-keynesian macroeconomics and the business cycle. *European Economic Review*, (), Décembre 1993.
- J.O. HAIRAULT. Présentation et évaluation du courant des cycles réels. *Economie et Prévision*, (106), 1992.
- R. HALL. *Invariance Properties of Solow's Productivity Residual*. Working paper 3034, NBER, Juillet 1989.
- P.Y. HENIN. *Développements de la théorie des cycles réels*. Document de travail 9113, Cepremap, Paris, 1991.
- R. KING ET C. PLOSSER. Money, credit and prices in a real business cycle. *American Economic Review*, 74(3):363–380, Juin 1984.
- F. KYDLAND ET E. PRESCOTT. Time to build and aggregate fluctuations. *Econometrica*, 50(6):1345–1370, Novembre 1982.
- F. LANGOT. Composantes sectorielles et nationales dans l'évolution du résidu de solow. *Annales d'Economie et Statistiques*, 24:133–154, Octobre-Décembre 1991.
- J. LONG ET C. PLOSSER. Real business cycle. *Journal of Political Economy*, 91(1):39–69, Février 1983.
- G. MANKIW. Real business cycles: a new keynesian perspective. *Journal of Economic Perspectives*, 3(3):79–90, été 1989.
- C. SIMS. Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48(1):1–48, Janvier 1980.
- R. SOLOW. Technical change and the aggregate production function. *Review of Economics and Statistics*, 39(3):312–320, Août 1957.
- L. SUMMERS. Some skeptical observations on real business cycles theory. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 10:23–27, automne 1986.

A Le résidu de Solow comme mesure du progrès technique

Dans un cadre de concurrence pure et parfaite et avec des rendements d'échelle constants, le progrès technique A coïncide avec le résidu de Solow. La fonction de production agrégée de l'économie est donnée par $y = AF(k, H)$, où y , k et H représentent respectivement le produit, le capital et le travail. Solow [1957] propose de mesurer le taux de croissance du progrès technique $\frac{\Delta A}{A}$ comme le taux de croissance du produit qui n'est pas imputable aux taux de croissance des deux facteurs de production pondérés respectivement par la part de leur rémunération dans le produit.

En effet, le taux de croissance du produit peut s'écrire comme suit:

$$\frac{\Delta y}{y} = F'_k \frac{k}{y} \frac{\Delta k}{k} + F'_H \frac{H}{y} \frac{\Delta H}{H} + \frac{\Delta A}{A}$$

On peut prendre une approximation logarithmique de l'égalité précédente:

$$\Delta \log y = F'_k \frac{k}{y} \Delta \log k + F'_H \frac{H}{y} \Delta \log H + \Delta \log A \quad (1)$$

On peut réécrire cette équation en faisant apparaître les élasticités du produit par rapport aux facteurs de production:

$$\Delta \log y = E_k \Delta \log k + E_H \Delta \log H + \Delta \log A \quad (2)$$

Le problème de la mesure du taux de croissance du progrès technique est lié à celui de la mesure des élasticités E_k et E_H . Or, Solow s'inscrit dans un cadre de concurrence parfaite; les facteurs de production sont donc rémunérés à leur productivité marginale:

$$F'_k = z \quad \text{et} \quad F'_H = w \quad (3)$$

On peut donc réécrire (1):

$$\Delta \log y = \frac{k}{y} z \Delta \log k + \frac{H}{y} w \Delta \log H + \Delta \log A \quad (4)$$

Soit α la part des salaires dans le produit. Comme Solow suppose des *rendements constants*, (4) devient:

$$\Delta \log y = (1 - \alpha) \Delta \log k + \alpha \Delta \log H + \Delta \log A \quad (5)$$

Solow mesure donc l'élasticité du produit par rapport au travail par la part des salaires dans le revenu. Le taux de croissance du progrès technique est alors mesuré comme la composante du taux de croissance du produit inexplicée par les taux de croissance des facteurs de production pondérés par la part de leur rémunération dans le produit, ce qui correspond à la définition du taux de croissance du résidu de Solow $\Delta \log RS$:

$$\Delta \log A = \Delta \log y - (1 - \alpha)\Delta \log k - \alpha\Delta \log H \equiv \Delta \log RS \quad (6)$$

B Le problème de l'identification des chocs structurels

La représentation de Wold assure que tout processus stochastique stationnaire peut s'écrire sous la forme moyenne mobile suivante:

$$Y_t = C(L)\varepsilon_t \quad (7)$$

avec $C(L)$ une matrice de polynômes en L , $C(0) = I_n$; ε s'interprète comme le vecteur d'innovations du processus Y . Les résidus ne sont corrélés que contemporanément:

$$\begin{aligned} E(\varepsilon_t \varepsilon_{t+s}') &= \Sigma \text{ pour } s = 0 \\ &= 0 \text{ pour } s \neq 0 \end{aligned}$$

avec Σ une matrice symétrique définie positive dont les éléments en dehors de la diagonale peuvent être différents de 0. L'orthogonalisation des résidus est apparue nécessaire à l'interprétation d'un système VAR, dans le sens où il s'agit d'étudier des impulsions spécifiques. La représentation souhaitée doit donc être de la forme:

$$Y_t = D(L)\eta_t \quad (8)$$

avec $E(\eta_t \eta_t') = I_n$, matrice identité¹⁶. Cependant, il peut exister un effet instantané d'une impulsion sur une variable, cette occurrence dépendant des restrictions imposées sur la matrice des relations instantanées: $D(0)$ diffère en effet de la matrice identité.

La représentation (D, η) doit satisfaire les mêmes conditions que la représentation (7). Il existe donc entre cette forme "structurelle" et cette forme "réduite" les relations suivantes:

$$\begin{aligned} D(0) \eta_t &= \varepsilon_t \\ D(L) &= C(L) D(0) \end{aligned}$$

¹⁶Que la matrice variance-covariance soit égale à la matrice identité résulte uniquement d'une normalisation qui n'entraîne aucune perte de généralité par rapport à toute autre matrice diagonale.

$D(0)$ constitue la matrice des impacts instantanés des chocs η_t sur les variables Y_t , tandis $A(0) = D(0)^{-1}$ est la matrice des relations instantanées entre les variables. La représentation (8) sera identifiée si $D(0)$ est déterminée de façon unique. En effet $D(0)$ connue, on déduira $D(L)$ et η à partir d'une estimation préalable de $C(L)$ et de ε .

La matrice $D(0)$ doit être telle que $E(\eta_t \eta_t') = I$. Or $\eta_t = D(0)^{-1} \varepsilon_t$, on en déduit que $D(0)$ doit vérifier l'égalité suivante:

$$D(0)D(0)' = \Sigma \quad (9)$$

Dans la lignée de Sims, on retenait traditionnellement la décomposition de Choleski de la matrice Σ , ce qui revenait à supposer que la matrice $D(0)$ était triangulaire inférieure. Cependant, cette méthode a été critiquée dans la mesure où il n'y a aucune raison de penser que le vrai modèle de l'économie est de type récursif, et qu'alors les chocs orthogonaux aient l'interprétation économique que l'on veut leur donner. Il faut donc baser l'orthogonalisation des impulsions sur un modèle structurel des innovations du VAR.

Blanchard et Quah [1989] introduisent ainsi des restrictions de nature différente. Ils contraignent les réponses de long terme de certains chocs. On peut présenter ce type de restrictions de façon synthétique en introduisant les transformées de Fourier de $D(L)$ et de $C(L)$. Soient $\tilde{D}(\omega) = \sum_j D_j e^{-i\omega j}$ et $\tilde{C}(\omega) = \sum_j C(j) e^{-i\omega j}$. En particulier pour $\omega = 0$, on a l'égalité suivante:

$$\tilde{D}(0) = \tilde{C}(0)D(0) \quad (10)$$

Au lieu de contraindre $D(0)$, on peut poser des restrictions sur la matrice $\tilde{D}(0) = \sum_j D_j$, la matrice des réponses cumulées aux chocs. Pour une ligne de $\tilde{D}(0)$ correspondant à une variable en différence, il s'agit alors des réponses de long terme du niveau de cette variable aux différents chocs. Il peut être fondé théoriquement d'imposer à zéro l'effet à long terme du choc η_i sur la variable y_k :

$$\tilde{D}_{k,i}(0) = 0$$

ce qui revient à poser la restriction suivante sur la matrice $D(0)$, $C(L)$ étant obtenu à partir de l'estimation du modèle VAR:

$$\sum_{l=1}^n \tilde{C}_{k,l}(0) D_{l,i}(0) = 0$$