

Document de travail 98-13 / Working Paper 98-13

**Le PIB potentiel des États-Unis et ses déterminants :
la productivité de la main-d'œuvre et le taux d'activité**

René Lalonde

Banque du Canada



Bank of Canada

REMERCIEMENTS

Je tiens à remercier Nicolas Bossé, Chantal Dupasquier, Danielle Lecavalier, Pierre St-Amant et David Tessier pour leurs commentaires et suggestions. Je remercie également Jennifer Page pour l'aide qu'elle m'a apportée en acceptant de me prêter les programmes avec lesquels j'ai effectué les tests de racine unitaire et le calcul des intervalles de confiance. J'assume l'entière responsabilité des erreurs que ce texte pourrait contenir.

ISSN FB3-2/98-13F

ISBN 0-662-83118-7

Imprimé au Canada sur du papier recyclé

Août 1998

**Le PIB potentiel des États-Unis et ses déterminants :
la productivité de la main d'œuvre et le taux d'activité**

René Lalonde
Département des Relations internationales
Banque du Canada
Ottawa, Ontario
Canada K1A 0G9
Tél. : (613) 782-8953
Fax : (613) 782-7658
Adresse électronique : rlalonde@bank-banque-canada.ca

Cette série a pour but de diffuser rapidement les résultats de recherches réalisées à la Banque du Canada.
Elle vise à stimuler la discussion et à obtenir des suggestions. Les opinions qui y sont exprimées
sont celles des auteurs et n'engagent pas la Banque du Canada.

RÉSUMÉ

Dans cette étude, l'auteur vise principalement trois objectifs. Premièrement, il cherche à savoir si la bonne tenue de l'économie américaine observée ces dernières années est imputable à une poussée du PIB potentiel. Deuxièmement, il tente de déterminer quelles sont les variables reliées à l'offre globale dont la tendance pourrait expliquer l'évolution du potentiel de l'économie. Finalement, l'auteur tente d'observer si, au cours des dernières années, l'économie américaine était, malgré tout, en situation de demande excédentaire. La méthode utilisée consiste à estimer un VAR structurel à six variables dont on extrait la composante permanente du PIB (c.-à.-d. le PIB potentiel) à l'aide de restrictions imposées aux effets à long terme des chocs structurels. Le modèle permet d'identifier trois types de chocs d'offre dont deux sont explicitement reliés à la tendance de la productivité de la main-d'œuvre et du taux d'activité. Ces deux variables ont été sélectionnées parmi un ensemble de dix indicateurs reliés à l'offre globale à l'aide d'un critère empirique introduit dans cette étude. L'auteur conclut que 84 % des fluctuations du PIB potentiel à long terme s'expliquent par les chocs modifiant les tendances de la productivité de la main-d'œuvre et du taux d'activité. De plus, depuis 1995, le PIB potentiel affiche une croissance nettement plus élevée que sa moyenne historique, en raison d'une augmentation de la tendance de la productivité et, dans une moindre mesure, de celle du taux d'activité. Il ne faut pas pour autant conclure à l'absence de toute menace inflationniste, puisque l'écart de production lié à des modifications de la tendance de l'inflation indique une demande excédentaire de l'ordre de 1%. La hausse de la tendance de l'inflation n'est que très peu visible, puisqu'elle est occultée par des chocs de demande réelle ayant poussé temporairement l'inflation à la baisse.

ABSTRACT

This study has three main objectives: first, to determine whether the good performance of the U.S. economy observed in recent years is attributable to an upsurge in potential GDP; second, to identify the variables related to aggregate supply, whose trend might explain the evolution in economic potential; finally, to observe whether, despite everything, the American economy was in a situation of excess demand in recent years. The methodology used is to estimate a structural VAR with six variables from which the permanent component of GDP (i.e., potential GDP) is extracted using restrictions on the long-run effects of structural shocks. The model makes it possible to identify three types of supply shocks, two of which are explicitly related to the trend of labour force productivity and of the participation rate. These two variables have been selected from a set of 10 indicators related to aggregate supply using an empirical criterion introduced in this study. The author concludes that 84 per cent of the fluctuations of long-run potential GDP are explained by shocks modifying the trends of labour force productivity and the participation rate. Furthermore, since 1995, the growth rate of potential GDP has been clearly above its historical average because of an increase in the trend of productivity and, to a lesser degree, in the trend of the participation rate. However, one cannot therefore conclude that there is no inflationary threat, since the output gap related to changes in the trend of inflation shows an excess demand of around 1 per cent. The rise in the trend of inflation is only very slightly visible, since it is hidden by certain real demand shocks that have temporarily driven inflation down.

TABLE DES MATIÈRES

1. Introduction et sommaire	1
2. Méthodologie	4
3 . Base de données, choix des variables, tests de stationarité et sélection du nombre de retards à inclure dans les VAR	7
3.1 Choix des variables	8
3.2. Tests de racine unitaire et choix du nombre de retards	10
4. Description des résultats	11
4.1 Importance relative des différents chocs structurels	12
4.2 Effets dynamiques du choc influençant la tendance du taux d'activité	13
4.3 Effets dynamiques du choc modifiant la tendance de la productivité	15
4.4 Composantes structurelles du PIB potentiel	16
4.5 Écarts de production	20
5. Conclusion	21
6. Annexe I : Variables liées à l'offre globale.....	22
Annexe II : Tests de racine unitaire	24
Annexe III : Réaction du PIB réel aux différents chocs	26
Annexe IV : Réactions de certaines variables aux chocs modifiant la tendance du taux d'activité et intervalles de confiance	27
Annexe V : Composantes structurelles du taux de croissance trimestriel du PIB potentiel et intervalles de confiance	28
Annexe VI : Niveau et tendance de la productivité de la main-d'oeuvre	30
Annexe VII : Écart de production monétaire et intervalles de confiance	31
7- Bibliographie	32

Les statistiques récentes indiquent que nous vivons maintenant dans une économie où l'offre et la demande sont fondamentalement en équilibre... Nous devons bien comprendre que la croissance n'est pas une cause d'inflation et qu'à l'instar de la musique disco, des pantalons à pattes d'éléphant et autres reliques des années 70, la théorie contraire doit être reléguée au musée des idées fausses...

— Jack Guynn, président de la Réserve fédérale d'Atlanta.

Il n'existe aucune preuve claire d'une rupture de la tendance de la productivité...

— Laurence H. Meyer, gouverneur de la Réserve fédérale.

1. Introduction et sommaire

Depuis quelques années, l'évolution économique aux États-Unis est difficile à interpréter à l'aide des modèles reposant essentiellement sur des facteurs de demande. Le taux de chômage est à son niveau le plus faible depuis 1970, la croissance économique est vigoureuse et la poussée de l'inflation que plusieurs attendaient ne s'est pas encore manifestée. On voit bien une tendance récente à la hausse des coûts de main-d'œuvre, mais la productivité est également en forte progression.

Une explication possible qui nous vient rapidement à l'esprit consiste à imputer la bonne tenue de l'économie américaine à des facteurs reliés essentiellement à l'offre globale et non pas uniquement à la vigueur de la demande. En effet, plusieurs indicateurs concourent à une poussée du potentiel de l'économie américaine en cette fin des années 90 : le taux d'activité est en hausse, les investissements en biens de capital (notamment les investissements en logiciels et en matériel informatique) sont très importants et, depuis 1995, la productivité de la main-d'œuvre est en forte progression. Finalement, la baisse récente du ratio de la dette du secteur public au PIB pourrait également favoriser un accroissement du rythme de croissance du PIB potentiel, notamment par le biais d'une baisse du taux d'intérêt et des distortions causées par les interventions du secteur public.

La banque centrale des États-Unis se préoccupe de cette question. Récemment, son président a fait état de la récente poussée de la productivité en affirmant qu'elle est probablement liée à des facteurs permanents. Certains, notamment le gouverneur Laurence H. Meyer, contestent ce point de vue, affirmant qu'il s'agit d'un effet transitoire qui n'affecte pas le potentiel de l'économie. Dans ce contexte, il est intéressant de constater que le directeur de la recherche de la Réserve

fédérale de Minneapolis, Arthur J. Rolnick, a récemment mentionné que plusieurs modèles utilisés par la banque centrale des États-Unis ne fonctionnent tout simplement plus, puisqu'ils reposent fondamentalement sur des facteurs de demande et qu'ils ne tiennent pas suffisamment compte de l'offre globale.

Plusieurs auteurs ont utilisé des VAR structurels pour tenter de décomposer les fluctuations de la production en composantes liées à la demande et au potentiel de l'économie. À ce égard, on peut notamment citer Blanchard et Quah (1989) et Shapiro et Watson (1988).

Dans la même veine, des travaux importants ont été effectués à la Banque du Canada dans l'estimation des écarts de production et du PIB potentiel. Par exemple St-Amant et van Norden (1997) ont mis en lumière les lacunes inhérentes à l'estimation de ces variables économiques faites à partir du filtre HP. Plus récemment, Lalonde, Page et St-Amant (1998) ont utilisé des VAR structurels à cinq variables pour estimer des écarts de production (et par voie de conséquence un PIB potentiel) pour le Canada, les États-Unis et l'Allemagne. Il ressort de ces travaux qu'aux États-Unis la demande excédentaire enregistrée à la fin des années 90 ne serait pas aussi importante que la vigueur de l'économie l'aurait laissé croire, en raison d'une hausse simultanée du potentiel. Toutefois, ces auteurs n'ont pas identifié les sources de cette augmentation récente du PIB potentiel.

L'apport premier de la présente étude est d'enrichir la spécification des VAR structurels par l'ajout de variables reliées à l'offre globale, lesquelles pourraient expliquer l'évolution *récente* du PIB potentiel. En plus d'identifier les composantes transitoires (que l'on associe généralement aux chocs de demande) et permanente du PIB réel, l'étude permet de décomposer l'estimation du PIB potentiel en composantes distinctes reliées à différents types de chocs d'offre et, ainsi de déterminer les causes d'une éventuelle hausse du rythme de croissance du potentiel de l'économie. Utilisant une méthodologie similaire, Shapiro et Watson (1988) ont décomposé la tendance du PIB réel en trois éléments : un qui est lié aux chocs modifiant la tendance des heures travaillées, un autre relié à la composante permanente du prix du pétrole et une dernière liée à tous les autres chocs modifiant la tendance du PIB réel (les auteurs considèrent ces chocs comme étant de nature technologique). Le choix des variables (notamment celles liées à l'offre globale) à inclure dans un VAR structurel est soit guidé par un modèle macroéconomique théorique soit effectué d'une façon plus ou moins *ad hoc*. Cette question est importante puisque les résultats des VAR structurels sont souvent sensibles au choix des variables. La présente étude propose de choisir les variables que l'on croit reliées à l'offre globale en fonction d'un critère empirique. Ce

critère consiste essentiellement à sélectionner la combinaison d'indicateurs de l'offre globale qui maximise l'explication à long terme des fluctuations du PIB potentiel. Parmi un ensemble de dix variables pouvant potentiellement expliquer une hausse récente du PIB potentiel, j'ai sélectionné, sur la base de ce critère, la productivité de la main-d'œuvre et le taux d'activité. La présence de la productivité de la main-d'œuvre dans le modèle permet également de fournir des éléments de réponse à la question de la nature temporaire ou permanente de la hausse récente de la productivité.

Le modèle inclut les variables suivantes en première différence : la productivité de la main-d'œuvre, le taux d'activité, le PIB réel, l'inflation, le taux de chômage et le taux d'intérêt réel des fonds fédéraux (le taux de croissance annualisé de l'IPC global est utilisé comme approximation du taux d'inflation anticipé). Le VAR contient huit retards et la décomposition de Blanchard-Quah permet d'identifier six chocs structurels, dont trois chocs ayant un effet permanent sur la production (chocs d'offre) et trois chocs transitoires (chocs de demande). Le modèle identifie un choc d'offre lié à la tendance du taux d'activité, un autre lié à la composante permanente de la productivité et un choc d'offre « résiduel ». Il est à noter que le choc modifiant la tendance de la productivité n'influence pas la composante permanente du taux d'activité et vice-versa, ce qui semble indiquer qu'il n'y a pas de confusion entre les chocs de productivité et les chocs du taux d'activité.

Il appert que les chocs modifiant les tendances du taux d'activité et de la productivité expliquent, dans l'ensemble, 84 % de la variance de long terme du PIB potentiel dans une proportion pratiquement équivalente. De plus, il semble y avoir un lien important entre les chocs d'offre résiduels et les chocs pétroliers. Le modèle impute une part importante de la baisse de la production enregistrée en 1982 à des chocs de demande et plus particulièrement à des chocs monétaires, alors que la récession de 1990 à 1991 s'explique par des chocs de demande réelle négatifs et par une baisse importante du PIB potentiel, elle-même imputable à des chocs qui ont modifié les tendances de la productivité et du taux d'activité. Cette baisse du PIB potentiel attribuable à une diminution de la tendance du taux d'activité pourrait s'expliquer par les restructurations majeures effectuées par les entreprises et par le secteur public. Par la suite, en 1996, les chocs de tendance de la productivité ont contribué à accroître la croissance du PIB potentiel, tandis que les chocs affectant la tendance du taux d'activité ont poussé le PIB potentiel à la hausse en 1997.

Depuis le milieu de 1997, la contribution positive des chocs de productivité à la croissance du PIB potentiel est en hausse, et le modèle prévoit que les chocs de productivité pousseront la croissance du PIB potentiel au-delà de sa composante déterministe en 1998 et en l'an 2000. Selon les estimations, la hausse de la productivité enregistrée depuis 1995 est imputable à une augmentation de la tendance de la productivité et non pas à des facteurs transitoires. Cette poussée de la tendance de la productivité reflète peut-être le fruit des investissements massifs en biens d'équipement réalisés par le secteur privé depuis la dernière récession. Un modèle exploratoire semble le montrer.

Finalement, certains facteurs qui ont ces derniers temps entraîné temporairement l'inflation à la baisse masquent une hausse tendancielle de l'inflation et une demande excédentaire liée à la tendance de l'inflation qui se chiffre à environ 1%. Ces facteurs pourraient refléter la récente appréciation de la devise américaine, la baisse du prix des matières premières et la crise asiatique.

Le reste de l'étude se divise en quatre sections. La prochaine, qui est la section 2, traite de la méthodologie des VAR structurels, la troisième présente les données et décrit les critères utilisés dans la sélection des variables et la dernière analyse les résultats.

2. Méthodologie

La présente section décrit la méthodologie des VAR structurels ainsi que la structure du modèle retenu. Le lecteur intéressé par les critères qui ont guidé le choix des variables du modèle pourra se référer à la section 3. Comme il a été indiqué précédemment, le modèle comprend les séries suivantes en première différence : la productivité de la main-d'œuvre (pr), le taux d'activité (tx), le PIB réel (y), le taux d'inflation (π), le taux de chômage (u) et le taux d'intérêt réel de court terme (rr). Nous supposons ces variables stationnaires en première différence, comme semblent le confirmer les tests de racine unitaire présentés à la section 3. Les chocs et les variables du modèle structurel peuvent être exprimés de la façon suivante :

$$\varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{pr} \\ \varepsilon_{tx} \\ \varepsilon_s \\ \varepsilon_m \\ \varepsilon_{d1} \\ \varepsilon_{d2} \end{bmatrix} \text{ et } Z_t = \begin{bmatrix} \Delta pr \\ \Delta tx \\ \Delta y \\ \Delta \pi \\ \Delta u \\ \Delta rr \end{bmatrix} \quad (1)$$

où ε_{pr} , ε_{tx} , et ε_s , représentent les trois chocs ayant un effet permanent sur la production et que l'on associe à trois vecteurs de chocs d'offre distincts : le premier est lié à tout type de chocs affectant la *tendance* de la productivité¹, et ce, *quelle qu'en soit la source*; le second est lié à tout type de choc ayant un effet *permanent* sur le taux d'activité² et le troisième est un vecteur de chocs d'offre dont on ne connaît pas la source, soit, le vecteur des chocs d'offre résiduels. Le vecteur ε_m est un choc ayant un effet transitoire sur la production et un effet permanent sur l'inflation. Il est donc associé aux chocs monétaires. Par hypothèse, seules les autorités monétaires peuvent influencer la tendance de l'inflation. J'utilise ici la même restriction que Lalonde, Page et St-Amant (1998). Finalement, les vecteurs ε_{d1} et ε_{d2} représentent les chocs qui ont un effet transitoire sur la production ainsi que sur l'inflation. Je les traite comme étant un simple et unique vecteur de chocs de demande réelle.

Nous pouvons écrire la représentation moyenne mobile du modèle structurel de la façon suivante :

$$Z_t = \Gamma(0)\varepsilon_t + \Gamma_1\varepsilon_{t-1} + \Gamma_2\varepsilon_{t-2} + \dots = \Gamma(L)\varepsilon_t \quad (2)$$

où, $E(\varepsilon_t\varepsilon_t) = I$. Les éléments de la diagonale sont considérés, aux fins de simplification, comme égaux à 1.

Dans le but d'estimer le modèle structurel, j'estime d'abord la forme réduite autorégressive du modèle :

$$Z_t = \sum_{i=1}^p \Pi_i Z_{t-i} + e_t \quad (3)$$

où p est le nombre de retards et e_t un vecteur de résidus estimés et où $E(e_t e_t) = \Sigma$.

Étant donné que le processus stochastique est stationnaire, la représentation moyenne mobile de l'équation 3 est définie par la relation suivante :

$$Z_t = e_t + C_1 e_{t-1} + C_2 e_{t-2} + \dots = C(L)e_t \quad (4)$$

-
1. Les autres chocs structurels du modèle ne peuvent qu'avoir un effet transitoire sur la productivité, étant donné les restrictions que j'ai imposées.
 2. Selon le modèle utilisé, les chocs ε_{pr} peuvent également avoir un effet permanent sur le taux d'activité. Or, selon les résultats empiriques, ils n'en ont pas. De plus, les autres chocs structurels peuvent avoir un effet transitoire sur le taux d'activité.

Les résidus de la forme réduite sont donc liés aux résidus structurels de la façon suivante :

$$e_t = \Gamma(0)\varepsilon_t \quad \text{d'où,} \quad (5)$$

$$E(e_t e_t') = \Gamma(0)\Gamma(0)' \quad \text{puisque} \quad E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = I. \quad (6)$$

De plus, la matrice des effets de long terme des chocs de forme réduite, $C(1)$ est reliée à la matrice équivalente des chocs structurels, $\Gamma(1)$, comme suit :

$$\Gamma(1) = C(1)\Gamma(0) \quad (7)$$

L'identification du modèle structurel exige d'imposer suffisamment de restrictions pour identifier les 36 éléments de $\Gamma(0)$. La décomposition de Blanchard-Quah consiste à imposer des restrictions à la matrice des effets à long terme des chocs structurels (c.-à-d. $\Gamma(1)$) au lieu d'imposer une structure de prédétermination des différentes variables par des restrictions appliquées à la matrice des effets contemporains des chocs structurels (c.-à-d. $\Gamma(0)$). Puisque Σ est symétrique, nous devons imposer quinze restrictions supplémentaires. Pour identifier le système, je pose tout simplement que $\Gamma(1)$ est triangulaire. Compte tenu de ces restrictions, le système d'équation formé des relations 6 et 7 est résoluble et le modèle structurel est identifiable. L'équation qui suit illustre les restrictions imposées à la matrice des effets à long terme des chocs structurels sur le niveau des différentes variables du modèle avec, aux fins de présentation, les chocs structurels en abscisse et les variables en niveau en ordonnée :

$$\begin{matrix} & \begin{matrix} \varepsilon_{pr} & \varepsilon_{tx} & \varepsilon_s & \varepsilon_m & \varepsilon_{d1} & \varepsilon_{d2} \end{matrix} \\ \begin{matrix} pr \\ tx \\ y \\ \pi \\ u \\ rr \end{matrix} & \begin{bmatrix} r_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ r_{21} & r_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ r_{31} & r_{32} & r_{33} & 0 & 0 & 0 \\ r_{41} & r_{42} & r_{43} & r_{44} & 0 & 0 \\ r_{51} & r_{52} & r_{53} & r_{54} & r_{55} & 0 \\ r_{61} & r_{62} & r_{63} & r_{64} & r_{65} & r_{66} \end{bmatrix} \end{matrix} = \Gamma(1) \quad (8)$$

Je pose donc que seul le choc ε_{pr} peut influencer la productivité à long terme (cinq restrictions) et que seuls les chocs ε_{tx} et ε_{pr} peuvent avoir un effet permanent sur le taux d'activité (quatre restrictions). De plus, l'hypothèse que les trois chocs de demande n'ont pas d'effet permanent sur la production nous donne trois restrictions supplémentaires. Finalement, le fait de supposer que les chocs de demande réelle n'influencent pas l'inflation tendancielle fournit deux autres restrictions. La dernière restriction ($r_{56} = 0$) est sans importance, car je traite les deux chocs de demande réelle comme un seul et unique choc.

Le choix de l'ordonnement des deux premières variables est arbitraire. En effet, doit-on supposer que le choc de la tendance de la productivité n'a pas d'effet permanent sur le taux d'activité ou supposer que le choc ayant un effet permanent sur le taux d'activité n'a pas d'effet permanent sur la productivité? Aucune des hypothèses n'influence, à toutes fins utiles, les résultats, car lorsque l'on fait l'hypothèse que les chocs de tendance du taux d'activité n'ont pas d'effet sur la productivité à long terme, on se rend compte que les chocs qui ont un tel effet n'influencent pas la tendance du taux d'activité. Ainsi, l'élément r_{21} de la matrice $\Gamma(1)$ est pratiquement égal à zéro. Il s'agit donc de deux chocs d'offre distincts, dont l'un affecte la tendance du taux d'activité et l'autre a un effet permanent sur la productivité. Finalement, les restrictions visant à différencier les chocs de demande les uns des autres n'affectent pas la décomposition transitoire-permanente du PIB réel.

Cependant, cette structure de restrictions pourrait comporter potentiellement un problème important. Le fait que les différents chocs d'offre puissent avoir un effet permanent sur l'inflation implique que ces derniers peuvent être contaminés par une composante monétaire qui générerait des cycles importants dans le PIB potentiel, alors que ces cycles seraient liés à des chocs de demande. L'analyse des résultats montre que ce n'est pratiquement pas le cas, puisque les chocs monétaires expliquent 95% de la variance de l'inflation à long terme.

3. Base de données, choix des variables, tests de stationarité et sélection du nombre de retards à inclure dans les VAR

Quelles que soient les restrictions de long terme utilisées, l'estimation d'un VAR structurel exige d'effectuer au préalable des hypothèses susceptibles d'influencer les résultats. Ces hypothèses englobent :

- i) le choix des variables à inclure dans le modèle;
- ii) la détermination de leur niveau d'intégration;
- iii) la sélection du nombre de retards à inclure dans l'estimation du VAR.

Cette section décrit les critères sur lesquels je me suis fondé pour traiter de ces trois questions. Disons d'entrée de jeu que dans le but d'éviter un éventuel changement structurel qui serait associé aux différents régimes monétaires, j'ai d'abord estimé le modèle pour la période allant du premier trimestre de 1970 au premier trimestre de 1998, soit la période post Bretton-Woods. Par contre, le taux de change effectif du dollar américain a commencé à fluctuer vers 1967. J'ai donc réestimé le modèle pour l'échantillon débutant en 1967. Les résultats ne sont pratiquement pas sensibles au changement de la période échantionnelle.³ Il n'en va pas de même si on débute l'estimation en 1960, ce qui pourrait être un signe d'un changement structurel. Conséquemment, les résultats présentés dans cette étude correspondent au modèle estimé sur l'échantillon allant du deuxième trimestre de 1967 au premier trimestre de 1998⁴.

3.1 Choix des variables

Il va de soi qu'il faut inclure le PIB réel dans le VAR et y ajouter l'inflation pour identifier les chocs monétaires. Lalonde, Page et St-Amant (1998) ainsi que St-Amant et van Norden (1997) ont conclu que le taux de chômage et le taux d'intérêt réel semblent contenir de l'information importante pour décomposer le PIB réel, notamment américain, en composantes transitoire et permanente. De plus, ces deux variables ont un rôle considérable dans plusieurs types de modèles macroéconomiques (c.-à-d. modèle IS-LM, courbe de Phillips etc.). Tout comme Lalonde, Page et St-Amant (1998), j'utilise un taux d'intérêt directement relié à la politique monétaire (le taux des fonds fédéraux). King, Plosser, Stock et Watson (1991) utilisent également un taux d'intérêt de court terme dans un VAR à six variables.

Il reste à déterminer les variables « d'offre » à inclure dans le modèle. J'ai décidé de limiter le nombre de variables du VAR à six dans le but de restreindre le nombre de paramètres à estimer et d'éviter de travailler avec un modèle trop complexe et difficile à interpréter. J'ai donc à choisir

-
3. Le changement le plus notable découle du fait que lorsqu'on utilise l'échantillon débutant en 1970 les chocs ϵ_{tx} affectent la tendance de l'inflation. Qui plus est, ceux-ci impliquent une corrélation positive entre le PIB réel et l'inflation. Il semble donc que les chocs ϵ_{tx} sont contaminés par des chocs monétaires lorsque l'on utilise cet échantillon. Pour régler ce problème, j'ai imposé une structure de restrictions empêchant les chocs ϵ_{tx} d'avoir d'effet permanent sur l'inflation, tout en continuant de forcer les chocs monétaires à n'avoir qu'un effet temporaire sur le PIB réel. Les résultats indiquent une relation négative entre les réactions du PIB réel et de l'inflation en réaction à un choc ϵ_{tx} . De plus, dans l'ensemble, les résultats sont pratiquement identiques à ceux obtenus à partir de l'échantillon commençant au deuxième trimestre de 1967.
 4. Au premier trimestre de 1998, le niveau du PIB réel correspond à la donnée préliminaire.

deux variables liées à l'offre globale parmi celles qui pourraient être à l'origine d'une augmentation récente du rythme de croissance du PIB potentiel. Or, plusieurs indicateurs supportent l'hypothèse d'une telle augmentation : les investissements sont en hausse presque constante depuis 1991, et ce, plus spécialement pour les investissements en machines et matériel, comme en fait foi le Graphique 1 de l'Annexe 1. Le taux d'activité affiche une nette tendance à la hausse (voir le Graphique 2 de l'Annexe 1). De plus, non seulement le nombre d'emplois (en termes absolus et relatifs) est en progression, mais la productivité de la main-d'œuvre l'est également (voir le Graphique 3 de l'Annexe 1). Actuellement, il y a un débat au sein notamment de la Réserve fédérale concernant le caractère permanent ou transitoire de la hausse du niveau de la productivité observée depuis 1995. Cette question ne manque pas d'intérêt, car les incidences sur la politique monétaire, de l'une ou de l'autre des possibilités sont diamétralement opposées.

Finalement, la politique du gouvernement visant à éliminer le déficit en 2002 (et la baisse récente du ratio de la dette publique au PIB qui en résulte), pourrait être à la source de l'augmentation récente de l'investissement (par le biais d'une baisse des taux d'intérêt réels de long terme plus faibles et d'une diminution moins des distortions causées par le secteur public dans l'économie). Le Tableau 1 qui suit présente l'ensemble des variables d'offre que j'ai envisagé d'introduire dans le modèle. Parmi l'ensemble de ces variables, j'ai sélectionné les deux indicateurs qui minimisaient la contribution du choc d'offre résiduel à la variance à long terme du PIB potentiel (ou du PIB ce qui revient au même, puisque nous associons la composante permanente du PIB au potentiel de l'économie), soit le taux d'activité et la productivité de la main-d'œuvre (production réelle par travailleur). Ce critère à l'avantage d'être empirique et fait moins appel au jugement dans la sélection des variables à inclure dans le modèle. De plus, il correspond au but de l'étude, qui est de tenter d'identifier le plus possible les sources de fluctuations du PIB potentiel. Il est à noter que certains indicateurs non présents dans le modèle peuvent quand même se manifester par le biais de certaines variables. Par exemple, parmi les chocs ε_{pr} , certains peuvent en fait s'avérer être des chocs d'investissements en machines et matériel. Ce sera le cas si ces derniers ont un effet permanent sur la productivité.

Tableau 1 : Variables pouvant expliquer l'évolution récente du PIB potentiel^a

INVESTISSEMENTS RÉELS (en niveau et en % du PIB)	
	Investissements en machines & matériel
	Investissements en ordinateurs et pièces détachées
MARCHÉ DU TRAVAIL	
	Taux d'activité
PRODUCTIVITÉ DE LA MAIN-D'ŒUVRE	
	Productivité du secteur privé hors secteur agricole (production réelle par travailleur et production réelle par heure travaillée)
POLITIQUE BUDGÉTAIRE	
	Ratio dette brute au PIB
	Ratio des dépenses publiques hors frais en intérêts au PIB

a. J'ai également testé le prix du pétrole en termes réels. De plus, suite à une suggestion d'un commentateur, j'ai ajouté le résidu de Solow à la liste précédente.

3.2 Tests de racine unitaire et choix du nombre de retards

Dans le but de déterminer le niveau d'intégration des variables, j'ai effectué des tests de racine unitaire Dickey-Fuller augmentés sur le niveau et la première différence de chacune des variables, en sélectionnant le nombre de retards à partir de la procédure itérative de Ng et Perron (1995). Les résultats sont reproduits au Tableau 1 de l'Annexe 2. Abstraction faite de la taille de l'État, je ne peux pas rejeter l'hypothèse de la présence d'une racine unitaire dans le niveau des variables retenues. Le niveau de la taille de l'État est quant à lui stationnaire. La présence éventuelle d'un choc lié à la tendance de la taille de l'État dans le modèle exige l'hypothèse de l'existence d'une composante permanente. En conséquence, malgré les résultats du test de racine unitaire, j'ai supposé que la taille de l'État était intégrée d'ordre 1. Quoi qu'il en soit, cette variable n'a pas été sélectionnée dans le modèle final. Par ailleurs, l'hypothèse d'une racine unitaire dans la première différence des variables a été rejetée dans tous les cas.

Pour le niveau de l'inflation et du taux d'intérêt réel, j'ai également utilisé un test de Dickey-Fuller dont la spécification inclut la possibilité d'avoir des termes de moyennes mobiles en plus des termes autorégressifs. Nous pouvons constater au Tableau 2 de l'Annexe 2 que les résultats demeurent les mêmes. Étant donné l'ensemble des résultats et le fait que je dois travailler avec un VAR stationnaire, j'ai estimé les différents modèles en utilisant la première différence de chacune des variables. Dans le but d'observer la sensibilité des résultats à l'hypothèse de la présence d'une racine unitaire dans l'inflation, j'ai également estimé le modèle final en spécifiant l'inflation en niveau. À part le fait que ce modèle ne nous permet pas d'identifier les composantes monétaires des différentes variables⁵, les résultats sont dans l'ensemble similaires à ceux obtenus à partir du modèle où l'inflation est non stationnaire. Le principal changement réside dans le fait que, lorsqu'on suppose que l'inflation est stationnaire, le modèle impute une plus grande part de la récession de 1982 aux chocs affectant la tendance du taux d'activité au détriment des chocs monétaires.

J'ai sélectionné le nombre de retards du VAR à l'aide du test du ratio de vraisemblance et en utilisant une stratégie allant du général au particulier à partir d'un maximum de huit retards. Selon le seuil de signification retenu, cette stratégie fait ressortir une certaine ambiguïté entre sept et huit retards. Le choix d'un nombre de retards égal à un multiple de la fréquence des données permet de prendre en compte des effets saisonniers résiduels. De plus, DeSerres et Guay (1995) concluent que pour bien identifier la composante transitoire d'une série à l'aide d'un VAR structurel, il faut un grand nombre de retards. Le modèle final comprend donc huit retards.

4. Description des résultats

La présente section décrit les résultats du modèle reposant sur les restrictions correspondant à la matrice $\Gamma(1)$. La période d'estimation va du deuxième trimestre de 1967 au premier trimestre de 1998. La présente section se divise en cinq parties. La première analyse l'importance relative des différents chocs structurels. Les deuxième et troisième sections traitent, respectivement, de l'effet dynamique des chocs ε_{tx} et ε_{pr} . Les deux dernières sections présentent les différentes composantes du PIB potentiel ainsi que les diverses mesures de l'écart de production tant pour la période passée que pour la période de prévision.

5. Du moins, à partir de la restriction utilisée dans cette étude pour identifier les chocs monétaires.

4.1 Importance relative des différents chocs structurels

La décomposition de la variance du PIB réel est présentée au Tableau 2 qui suit et la réaction de la production aux différents chocs structurels est illustrée à l'Annexe 3. Nous pouvons remarquer qu'à l'impact les différents chocs de demande expliquent 72 % des fluctuations du PIB réel, alors que les chocs d'offre expliquent le reste. Nous pouvons constater également que l'importance relative des chocs de tendance du taux d'activité s'accroît plus rapidement que celle des chocs modifiant la tendance de la productivité qui ont, quant à eux, un effet plus graduel. Plusieurs auteurs, dont David (1990), font état de cette propagation dynamique graduelle des chocs de productivité. À long terme, les chocs ε_{tx} et ε_{pr} expliquent 84 % de la variance du PIB réel, alors que les chocs d'offre résiduels n'expliquent que 14 % des fluctuations de la production. Finalement, il est intéressant de constater que les chocs monétaires n'atteignent leur effet maximal sur la production qu'après un délai de huit trimestres.

Tableau 2 : Décomposition de la variance du PIB réel américain

Horizon (trimestres)	Chocs ε_{tx}	Chocs ε_{pr}	Chocs ε_s	Chocs ε_{mo}	Chocs ε_d
1	11	18	0*	7	65
4	26	12	5	9	48
8	34	21	7	14	24
16	32	28	10	10	20
32	34	33	11	8	14
64	35	39	13	5*	7
∞	37	47	15	0	1

* Coefficient statistiquement non significatif à un seuil de confiance de 90% calculé à partir de 1000 simulations de Monte-Carlo

4.2. Effets dynamiques du choc influençant la tendance du taux d'activité

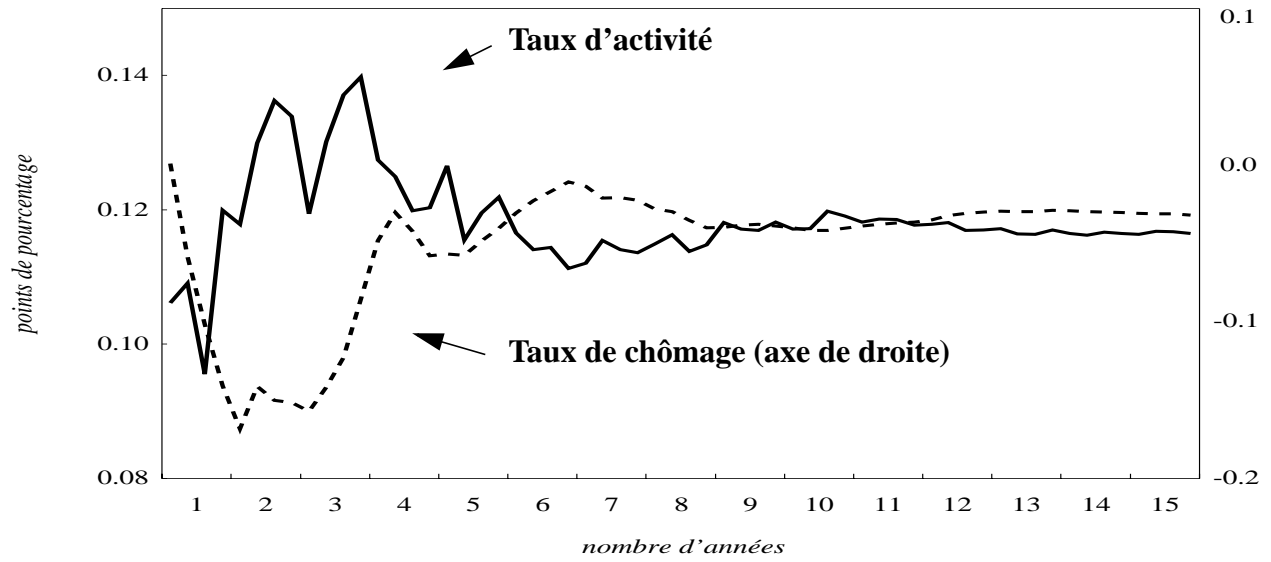
Le Graphique 1 présente la réaction du taux d'activité et du taux de chômage à un choc ε_{tx} et le Graphique 2, celle du PIB réel et de la productivité. Dans l'interprétation des réactions dynamiques aux chocs ε_{tx} , il faut se rappeler que ces derniers représentent un amalgame de chocs qui ont tous la propriété d'influencer la tendance du taux d'activité, sans qu'ils affectent celle de la productivité.

Il est nécessaire de distinguer ici les effets de court terme des effets de long terme du choc affectant la tendance du taux d'activité. À court terme, le choc ε_{tx} entraîne une augmentation du PIB réel et du taux d'activité. De plus, le choc modifiant la tendance du taux d'activité provoque une baisse transitoire du taux de chômage et une hausse temporaire de la productivité de la main-d'œuvre. L'Annexe 4 nous montre toutefois qu'il faut tolérer un niveau de confiance inférieur à 90% pour considérer ces deux derniers effets comme statistiquement significatifs. À long terme, le choc affectant la tendance du taux d'activité entraîne une augmentation du PIB réel et du taux d'activité. Le choc ε_{tx} n'a cependant aucun effet sur le taux de chômage et la productivité à long terme.

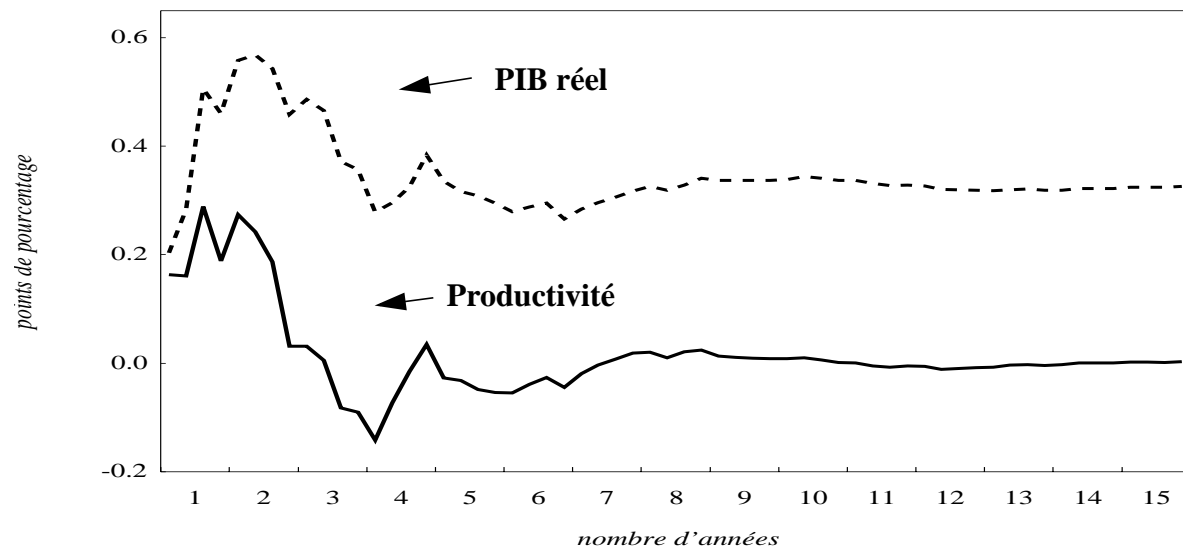
Comme je l'ai mentionné précédemment, plusieurs des effets transitoires du choc ε_{tx} semblent n'être guère statistiquement significatifs. Il faut donc être prudent lorsque vient le temps d'interpréter les effets à court terme. Nous pouvons toutefois relever certains points. Premièrement, il semble que dès l'impact le choc affectant la tendance du taux d'activité se traduit par une hausse de l'emploi à tout le moins aussi importante que l'augmentation du nombre de chômeurs, puisque le taux de chômage est légèrement en baisse. Deuxièmement, l'augmentation transitoire de la productivité pourrait expliquer le fait que la production dépasse temporairement son niveau d'ajustement de long terme.

À long terme, la hausse du taux d'activité implique que le nombre d'emplois est en hausse, puisque l'effet sur le taux de chômage est nul (ce qui n'est pas imposé). De plus, l'augmentation permanente du PIB réel semble provenir de la hausse de l'emploi, étant donné que le choc modifiant la tendance du taux d'activité est par construction neutre par rapport à la productivité à long terme.

Graphique 1 : Réactions du taux d'activité et du taux de chômage au choc ε_{tx}



Graphique 2 : Réactions de la productivité et du PIB réel au choc ε_{tx}

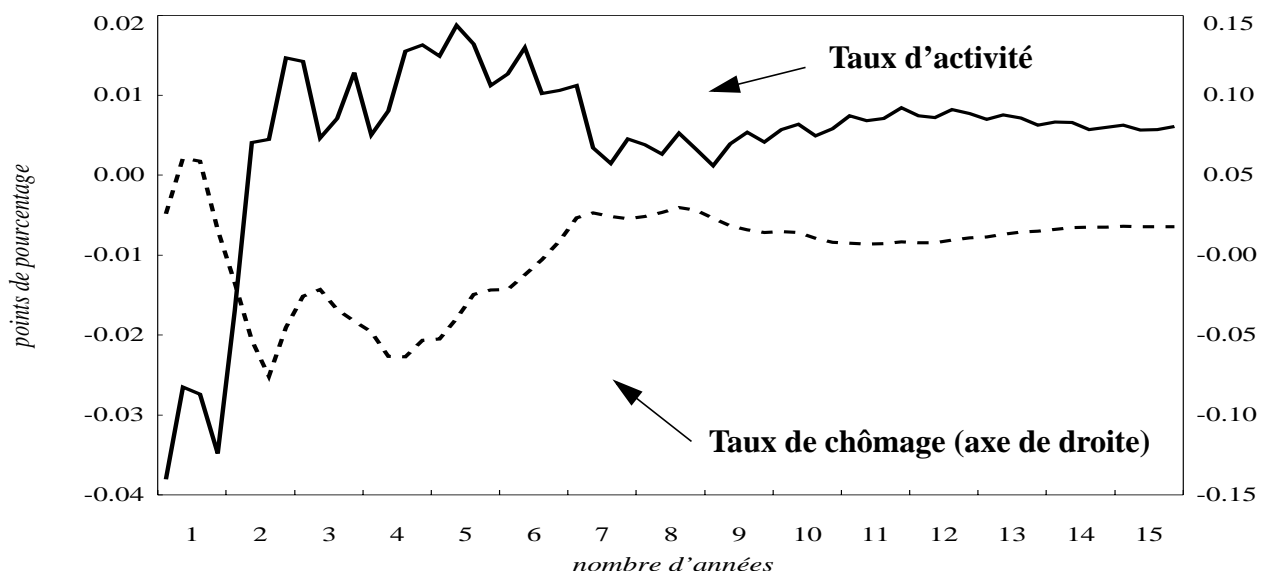


4.3 Effets dynamiques du choc modifiant la tendance de la productivité

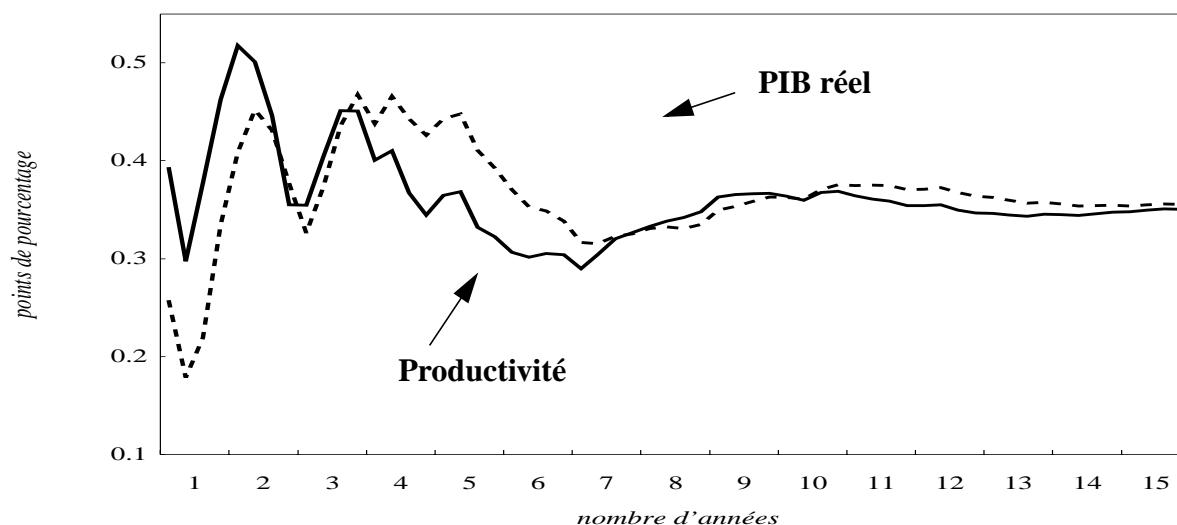
Le Graphique 3 illustre la réaction du taux d'activité et du taux de chômage à un choc ε_{pr} et le Graphique 4 montre la réaction du PIB réel et de la productivité. Comparativement au cas du choc ε_{tx} , l'ajustement de la production est beaucoup plus graduel. On constate également que le niveau de productivité dépasse à moyen terme le point d'équilibre final de cette dernière. Cet effet semble précéder le « surajustement » du niveau de production à moyen terme. À long terme, le choc ε_{pr} entraîne une augmentation marginale du chômage, une hausse importante du PIB réel et une augmentation du niveau de la productivité de la main-d'œuvre. Le choc ε_{pr} a un effet transitoire *négligeable* sur l'inflation et pratiquement aucun effet à long terme. L'effet *transitoire* négatif sur le taux d'activité est relativement peu important. En effet, à l'impact, seulement 10 % de la variance du taux d'activité est expliquée par le choc ε_{pr} et cette part décline très rapidement par la suite pour converger vers 0 (ce qui n'est pas imposé).

Le fait que le choc affectant le niveau de productivité à long terme ne contribue pas à changer la tendance du taux d'activité signifie que les composantes permanentes de ces deux variables sont liées à des chocs d'offre différents. Les sources de fluctuations de la tendance de la productivité sont donc différentes de celles de la tendance du taux d'activité. Par exemple, on peut penser que la tendance du taux d'activité est déterminée par des chocs démographiques et par des changements des politiques des pouvoirs publics en matière de programmes sociaux, alors que la tendance de la productivité dépend des chocs technologiques ou des investissements en biens d'équipement.

Graphique 3 : Réactions du taux d'activité et du taux de chômage au choc ε_{pr}



Graphique 4 : Réactions de la productivité et du PIB réel au choc ε_{pr}



4.4 Composantes structurelles du PIB potentiel

À partir de la représentation moyennes mobiles du modèle structurel, il est possible de décomposer le taux de croissance du PIB potentiel en trois composantes distinctes : une liée aux chocs ε_{tx} , une autre résultant des chocs ε_{pr} et une dernière reliée aux chocs d'offre résiduels. Le Tableau 3 présente l'ensemble des composantes stochastiques du taux de croissance annuel du PIB potentiel pour la période passée ainsi que pour la période de prévision, qui va de 1998T2 à 2000T4⁶. Le Graphique 5 présente les composantes structurelles du taux de croissance du PIB potentiel imputables aux chocs ε_{tx} et ε_{pr} . Le Graphique 6 présente les composantes structurelles du niveau du PIB potentiel imputables aux chocs modifiant les tendances de la productivité et du taux d'activité. Finalement, l'Annexe 5 montre les intervalles de confiance autour des différentes composantes du taux de croissance trimestriel du PIB potentiel. Ces dernières ont été calculées à partir de 1000 simulations de Monte-Carlo.

On constate qu'au cours des années 70, les chocs affectant la tendance du taux d'activité étaient la principale source de croissance du PIB potentiel, alors que les chocs d'offre résiduels ont contribué à freiner l'activité économique. Il est intéressant de noter que les chocs d'offre résiduels ont retranché 0,80 point de pourcentage à la croissance du PIB potentiel en 1973⁷

6. Il est à noter que les prévisions reposent sur l'hypothèse implicite que les chocs des trimestres postérieurs à 1998T1 sont égaux à zéro. Les résultats représentent donc l'effet des chocs antérieurs à 1998T2 sur les trimestres de la période de prévision.

et 0,55 point de pourcentage en 1980, deux baisses qui pourraient être attribuables aux deux chocs pétroliers⁸. De plus, le Graphique 3 de l'Annexe 5 indique que la contribution négative des chocs d'offre résiduels enregistrée en 1973 est statistiquement significative à un niveau de confiance de 90 %. Selon les résultats, les chocs modifiant la tendance du taux d'activité expliquent une grande partie de la baisse que la croissance de la production a subie durant la récession de 1990 à 1991. Cette contribution négative est statistiquement significative à un niveau de confiance de 90% pendant plusieurs trimestres (voir le Graphique 2 de l'Annexe 5). Cette baisse du PIB potentiel attribuable à une diminution de la tendance du taux d'activité pourrait être liée aux restructurations majeures des entreprises et du secteur public. La récession de 1990 à 1991 est également liée, dans une moindre mesure, à des chocs modifiant la tendance de la productivité.

Plus récemment, les composantes liées aux chocs affectant la tendance du taux d'activité et aux chocs d'offre résiduels ont fortement contribué à hausser la croissance du PIB potentiel au cours de l'année 1997⁹, alors que la composante liée aux chocs ε_{pr} a contribué à augmenter le PIB potentiel en 1996. La contribution positive des chocs modifiant la tendance de la productivité enregistrée en 1996 est statistiquement significative à un seuil de 67% pour un trimestre seulement (voir le Graphique 1 de l'Annexe 5). En observant le Graphique 2 de l'Annexe 5, on remarque que la contribution positive des chocs affectant la tendance du taux d'activité est statistiquement significative à un seuil de 67% pour quelques trimestres à la fin de 1996 et au cours de l'année 1997. Il appert que la composante reliée aux chocs modifiant la tendance de la productivité prend graduellement le relais depuis le troisième trimestre de 1997 et que cette dernière contribuera à hausser le taux de croissance du PIB potentiel au-delà de sa composante déterministe jusqu'au début de l'an 2000, date à laquelle l'effet des chocs de la période passée s'estompera. De plus, la contribution positive des chocs ε_{pr} à la croissance du potentiel enregistrée au cours des derniers trimestres est statistiquement significative à un niveau de confiance de 67% et parfois même à un niveau de 90%. Finalement, le modèle prévoit, *ceteris paribus*, que la composante imputable aux chocs ε_{pr} ajoutera environ 0,6 point de pourcentage par année à la croissance du PIB potentiel en 1998 et en 1999. Cette poussée de la tendance de la productivité reflète peut-être les dividendes des investissements massifs en biens d'équipement

-
7. Il s'agit de l'année où les chocs d'offre résiduels ont eu la plus forte contribution négative à la croissance du PIB réel.
 8. Il est à noter que les chocs d'offre résiduels ont contribué à hausser la croissance du PIB potentiel de l'ordre de 0,67 point de pourcentage en 1987, l'année qui a suivi la chute des prix du pétrole.
 9. La contribution positive des chocs d'offre résiduels en 1997 pourrait être liée à la baisse du prix de l'énergie.

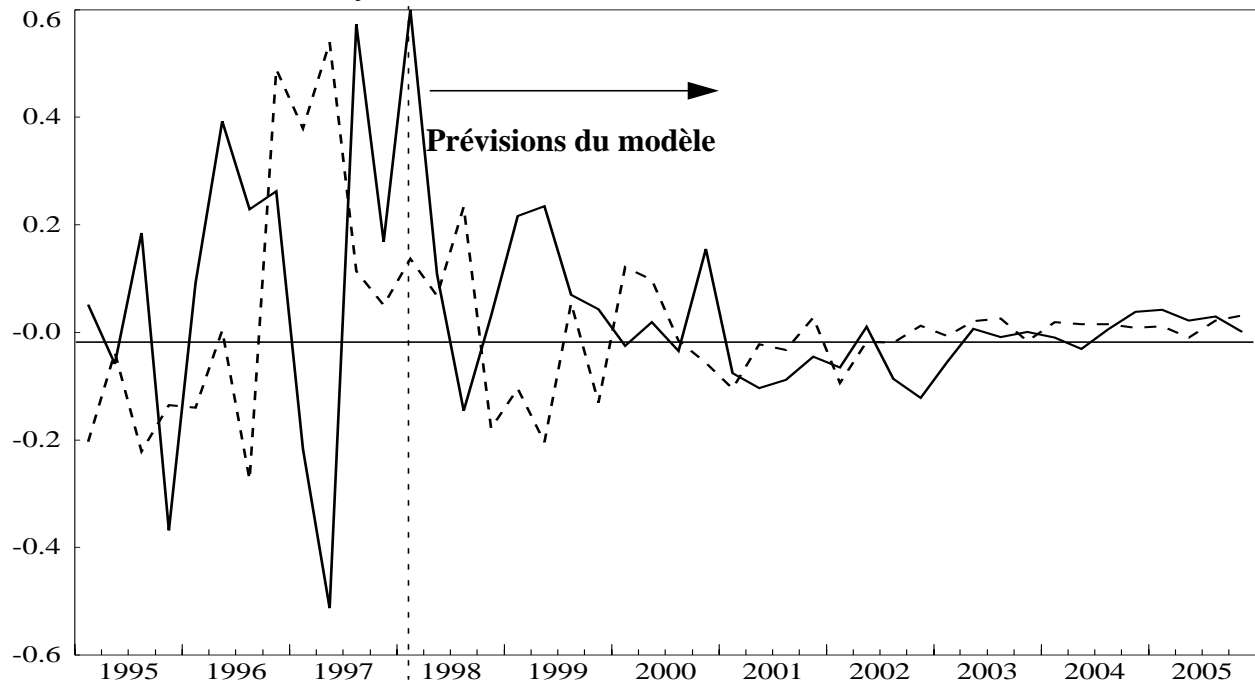
réalisés par le secteur privé depuis la dernière récession¹⁰. Finalement, selon les résultats présentés au graphique de l'Annexe 6, la hausse de la productivité enregistrée depuis 1995 est imputable à un changement de *tendance* et non pas à des facteurs transitoires.

Tableau 3 : Composantes stochastiques structurelles du taux de croissance du PIB potentiel américain

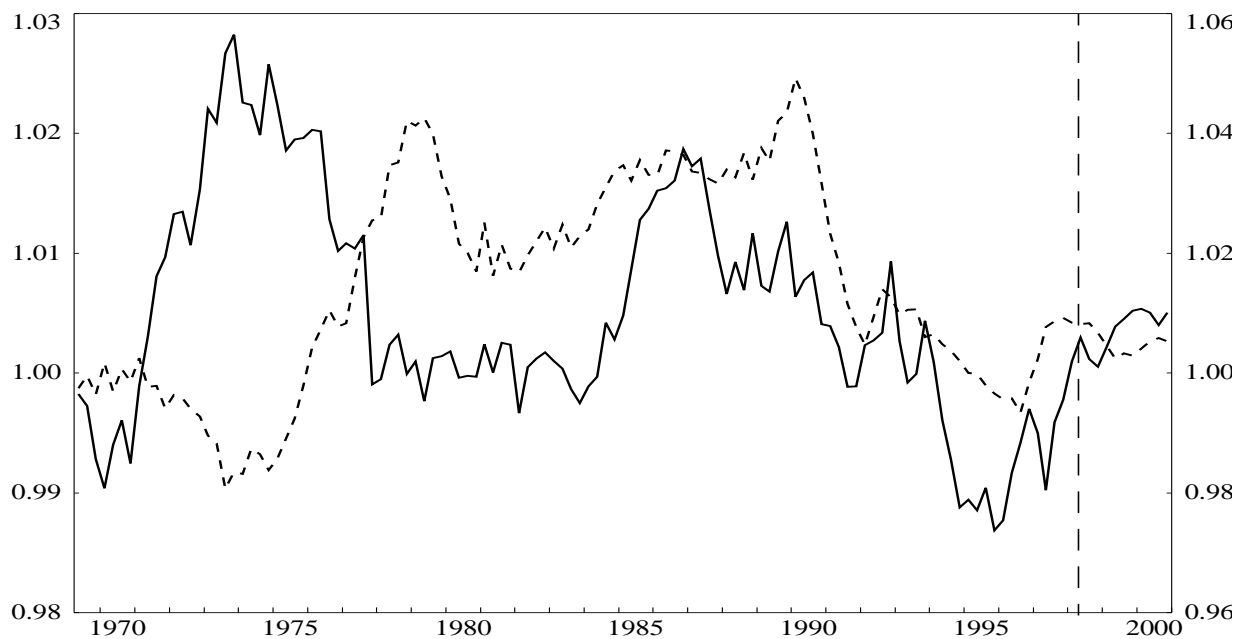
Années	Composantes structurelles reliées aux chocs			Total des composantes stochastiques*
	ε_{tx}	ε_{pr}	ε_s	
1970-79**	0,34	0,09	-0,04	0,39
1980-89**	0,10	0,11	-0,05	0,16
1990	-1,10	-0,89	0,36	-1,64
1991	-2,18	-0,65	0,01	-2,83
1992	0,41	1,14	-0,68	0,87
1993	-0,62	-0,47	-0,19	-1,28
1994	-0,24	-1,65	0,12	-1,78
1995	-0,61	-0,24	0,34	-0,51
1996	0,04	0,95	0,42	1,41
1997	0,97	-0,09	1,07	1,95
1998	0,20	0,65	-0,19	0,67
1999	-0,39	0,54	-0,22	-0,08
2000	0,17	0,12	-0,08	0,20
<p>*Pour obtenir le taux de croissance du PIB potentiel, il faut ajouter la croissance de la tendance déterministe. Sur la période échantillonnale retenue, la moyenne de la croissance annuelle du PIB réel est de 2,87%. Cependant, depuis 1990, le PIB a crû à un rythme moyen de 2,35% par année.</p> <p>** Moyenne annuelle.</p>				

10. Concernant cette question, j'ai estimé un VAR structurel à deux variables comprenant les investissements réels en machines et matériel ainsi que la productivité et, selon les résultats, les chocs affectant la tendance des investissements en machines et matériel expliquent près de 30% de la variance à long terme de la productivité. Cette proportion fait plus que doubler si on s'en tient à l'échantillon 1985-1998T1. Cet exercice est exploratoire, mais il semble illustrer qu'il existe un lien entre la tendance des investissements en machines et matériel et celle de la productivité. Cette conclusion est *insensible* à l'ordonnement des deux variables du modèle.

Graphique 5 : Composantes structurelles du taux de croissance du PIB potentiel reliées aux chocs ε_{pr} (ligne continue) et au chocs ε_{tx} (ligne brisée)



Graphique 6 : Composantes structurelles du niveau du PIB réel associées aux chocs ε_{pr} (ligne continue) et au chocs ε_{tx} (ligne brisée; axe de droite)

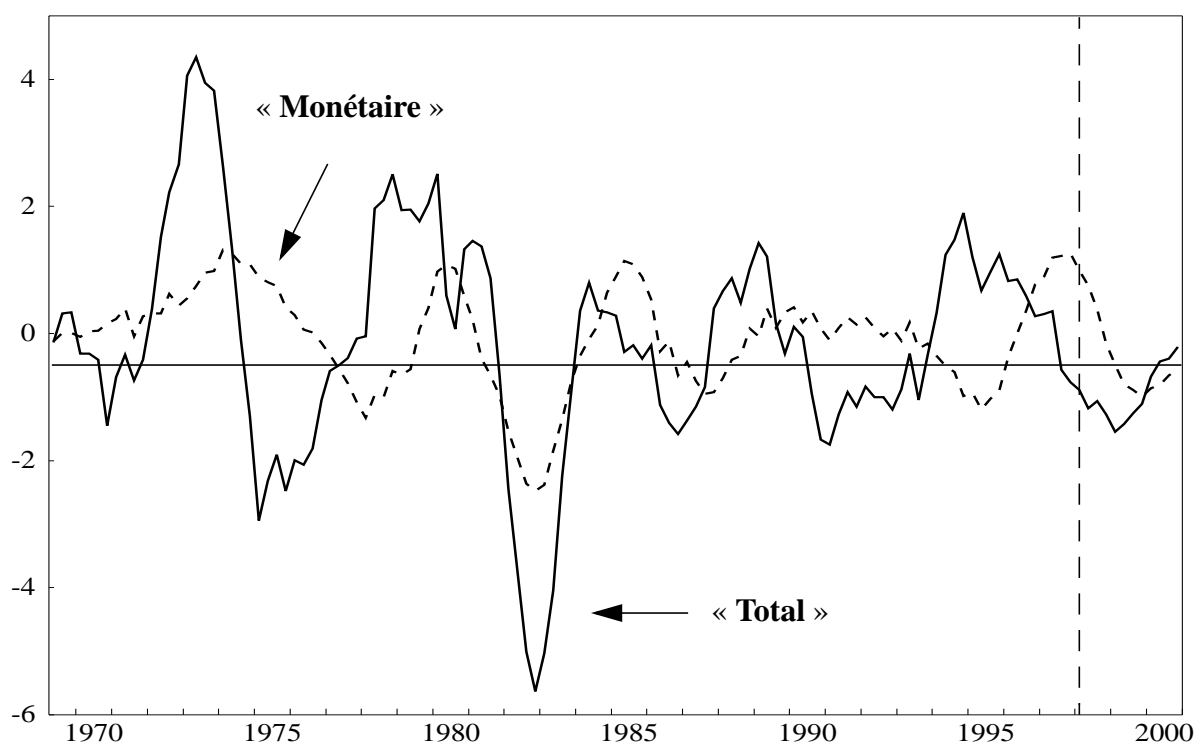


4.5 Écarts de production

Le Graphique 7 présente les estimations de l'écart de production « total » (c.-à-d. la composante transitoire totale du PIB réel) et de l'écart de production « monétaire » (la composante transitoire du PIB réel liée aux chocs modifiant la tendance de l'inflation). La différence entre les deux mesures de l'écart de production est imputable aux chocs de demande n'influençant l'inflation que temporairement (chocs ε_d).

On constate que, selon l'écart de production « monétaire », l'économie américaine enregistrait une offre excédentaire lors de la récession de 1982 ainsi qu'à la fin de 1994. Ces épisodes suivent de peu des périodes de resserrement de la politique monétaire. On remarque également que la récession de 1990 à 1991 est imputable, comme nous l'avons vu, à une baisse du PIB potentiel ainsi qu'à une contribution négative des chocs de demande réelle. Généralement, les mouvements de l'écart de production « total » suivent de près ceux de l'écart de production imputable à des chocs affectant la tendance de l'inflation. Toutefois, depuis 1990, cette corrélation semble s'atténuer. Au cours des derniers trimestres, certains facteurs ayant un effet transitoire sur l'inflation ont même poussé l'écart de production « total » à la baisse, alors que l'écart de production « monétaire » (qui influence la tendance de l'inflation) indique une demande excédentaire se situant à près de 1%.

Graphique 7 : Écarts de production



On peut avancer l'hypothèse que les facteurs qui contribuent actuellement à atténuer temporairement les pressions inflationnistes sont liés à la récente appréciation du dollar américain, à la baisse du prix des matières premières et à l'effet de la crise asiatique sur l'économie américaine. Selon le Graphique de l'Annexe 7, l'écart de production « monétaire » affiche, depuis le premier trimestre de 1997, une demande excédentaire statistiquement significative à un seuil de 67%. Derrière les facteurs entraînant temporairement l'inflation à la baisse, il semble donc y avoir des pressions à la hausse sur la tendance de l'inflation. Cet exemple montre bien que les autorités monétaires gagneraient à utiliser une mesure de l'écart de production qui exclut l'effet des chocs n'ayant qu'un effet transitoire sur l'inflation.

5. Conclusion

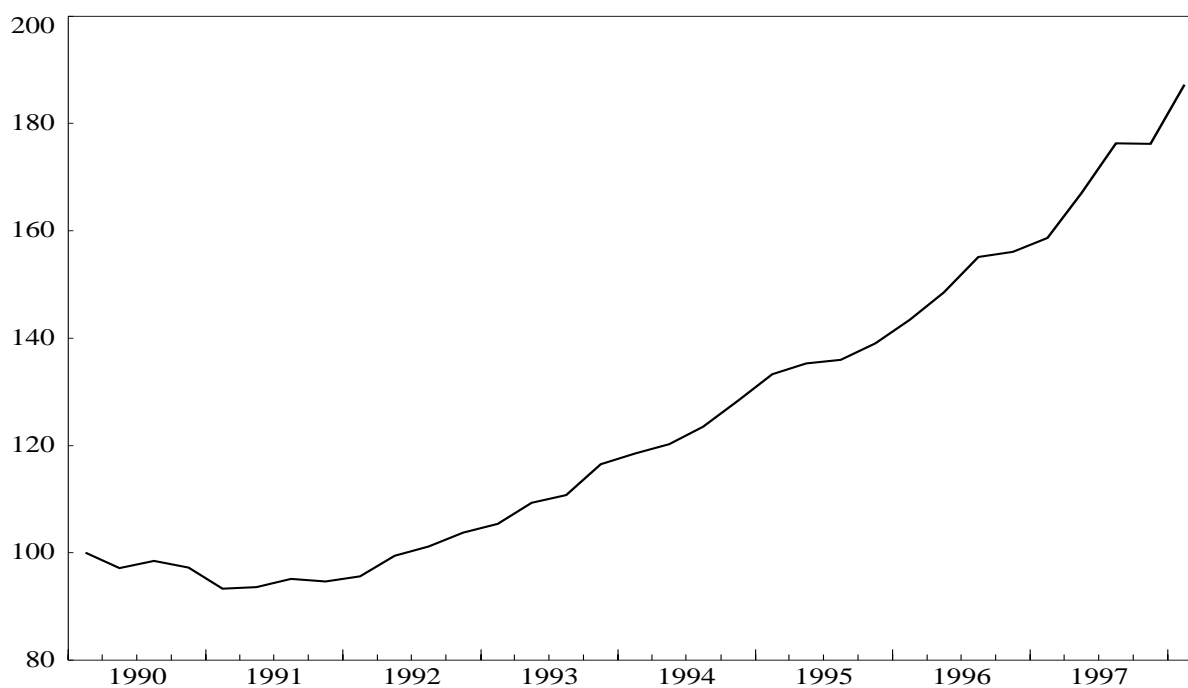
Les résultats tendent à attribuer un rôle important aux chocs liés à la productivité et au taux d'activité dans l'évolution du PIB réel, particulièrement au cours de la récession de 1990 à 1991 et plus encore depuis 1996. En fait, au cours des deux dernières années, le PIB potentiel a crû à un rythme très largement supérieur au taux moyen historique. De plus, la poussée de la productivité enregistrée depuis 1995 semble presque entièrement liée à des facteurs permanents.

Il ne faut pas pour autant conclure à l'absence de toute menace inflationniste puisque l'écart de production lié à des modifications de la tendance de l'inflation indique une demande excédentaire se situant à environ 1%, ce qui a été rarement atteint dans le passé. Une hausse des pressions inflationnistes n'est que très peu visible, puisqu'elle est occultée par des chocs qui ont poussé temporairement l'inflation à la baisse. Pour éviter que la hausse tendancielle de l'inflation se manifeste lorsque l'effet de ces facteurs temporaires se dissipera (selon les résultats, vers la fin de l'année 1999), la Réserve fédérale pourrait devoir procéder sous peu à un resserrement de sa politique monétaire.

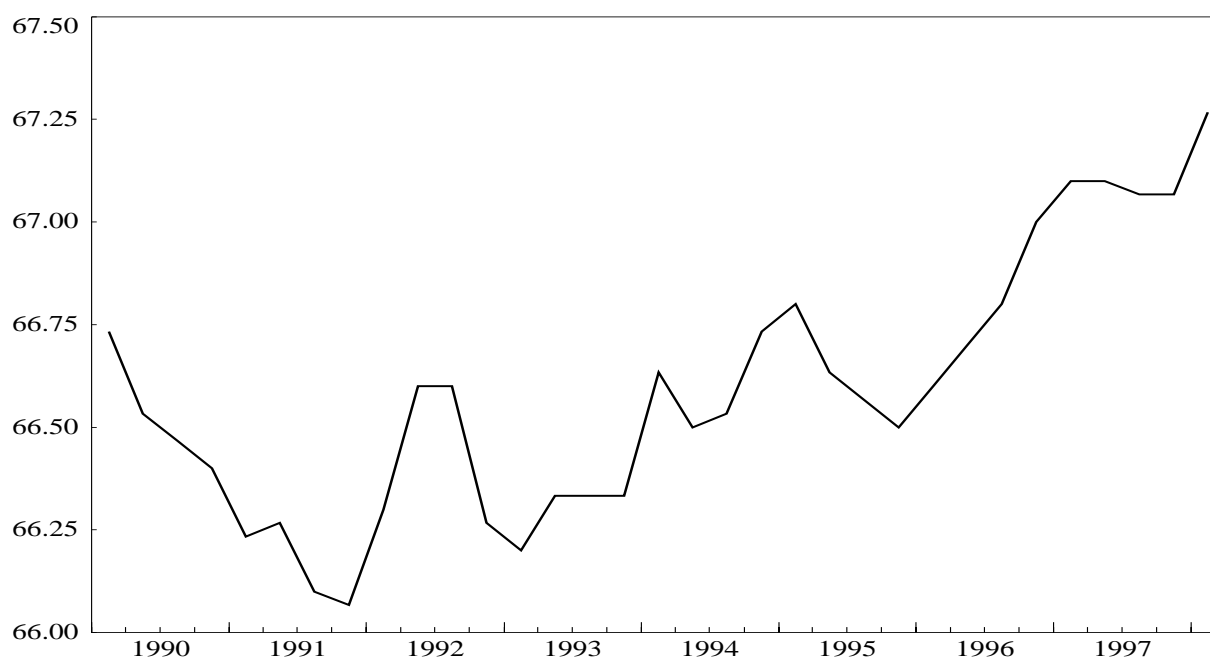
La présente étude donne donc des éléments de réponses à certaines questions concernant les déterminants de la tendance stochastique du PIB réel. Par contre, elle ne permet pas d'analyser les déterminants de la tendance déterministe de la production. Pour ce faire, on pourrait utiliser des modèles à changements de régime. La méthodologie proposée dans cette étude comporte certaines limites qui sont autant d'avenues de recherches possibles. Pour n'en citer qu'une, notons la possibilité d'intégrer la cointégration aux VAR structurels. Finalement, l'approche est essentiellement empirique et pourrait être jumelée à un modèle plus structurel. Ce dernier demeure essentiel pour mieux comprendre l'évolution récente de l'économie américaine.

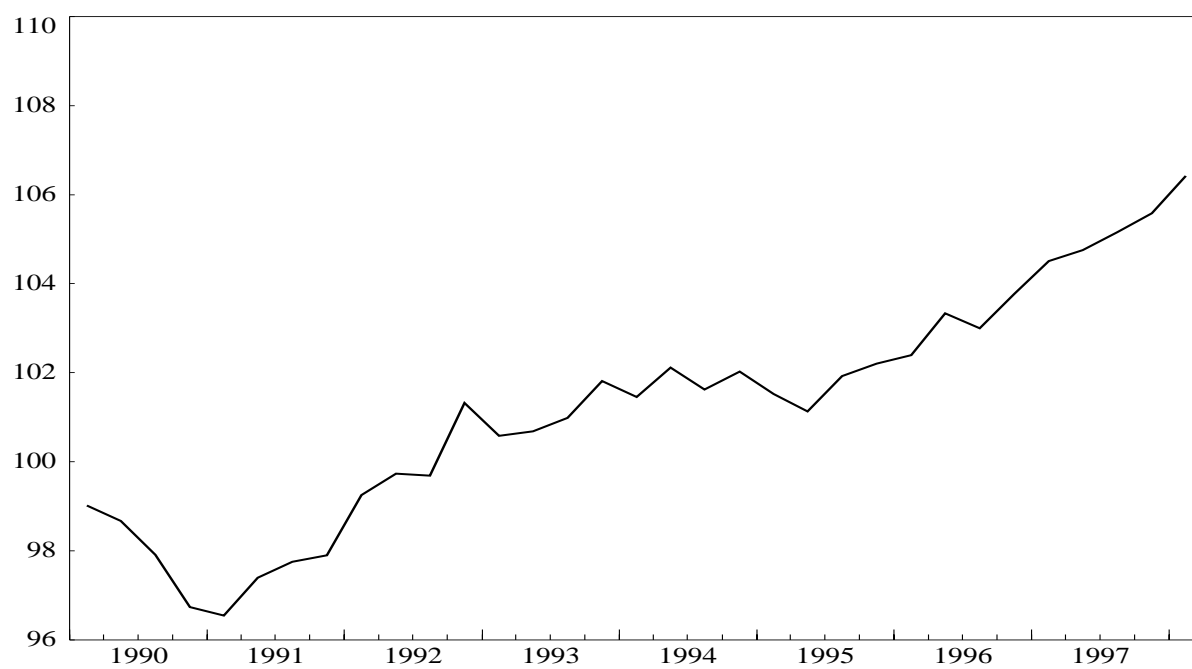
Annexe I : Variables liées à l'offre globale

Graphique 1 : Investissements réels en machines et matériel (1992 = 100)



Graphique 2 : Taux d'activité



Graphique 3 : Productivité de la main-d'œuvre du secteur privé non agricole (1992 = 100)

Annexe II : Tests de racines unitaires

Tableau 1 : Tests de Dickey-Fuller augmentés

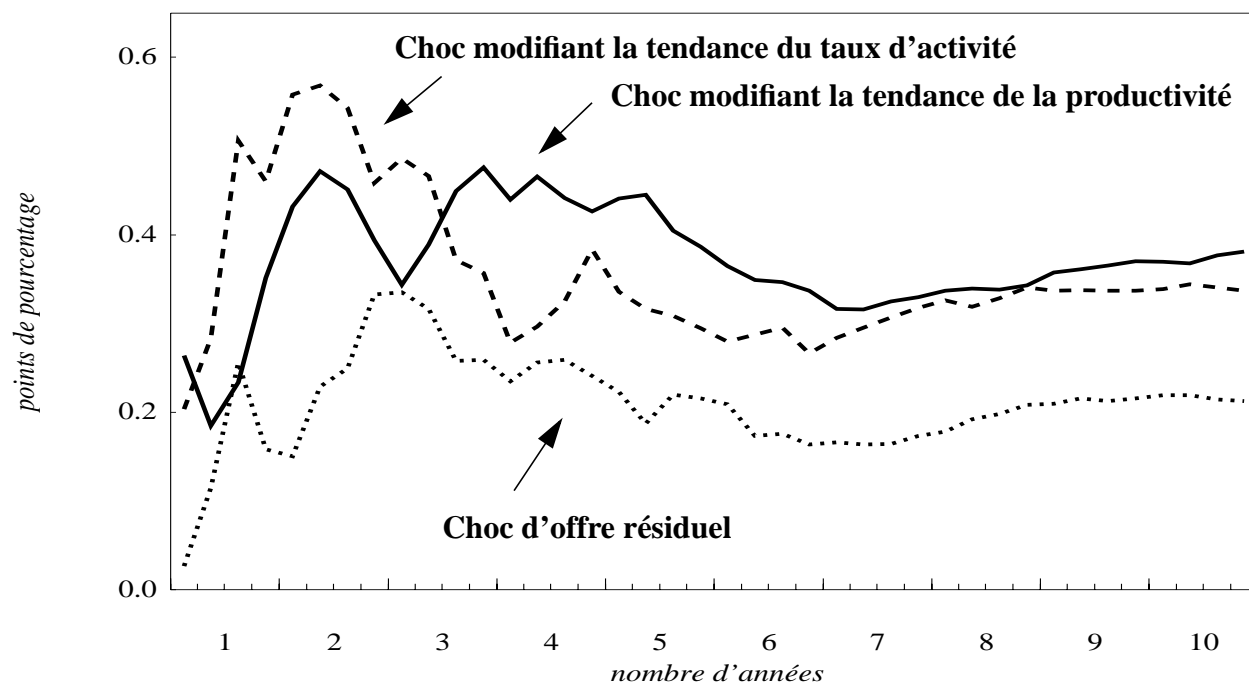
Variables	d(#)	Nombre de retards du test	DFA
PIB réel	d(0)	2	-3,44
	d(1)	7	-5,04*
Inflation (IPC global)	d(0)	8	-2,15
	d(1)	7	-4,19*
Taux de chômage	d(0)	8	-2,52
	d(1)	7	-4,58*
Taux d'intérêt réel des fonds fédéraux	d(0)	2	-1,91
	d(1)	1	-14,64*
Productivité (secteur privé non agricole)	d(0)	0	-0,63
	d(1)	0	-10,08*
Taux d'activité	d(0)	8	-1,21
	d(1)	7	-4,19*
Investissements en machines et matériel	d(0)	2	-2,88
	d(1)	4	-4,44*
Investissements en biens informatiques	d(0)	1	-1,47
	d(1)	0	-8,95*
Taille de l'État (ratio des dépenses du secteur public hors frais d'intérêts/PIB)	d(0)	2	-3,51*
	d(1)	6	-4,77*
<p>La valeur critique à un seuil de signification de 5%, tirée de Fuller(1996), est 3,45 avec tendance déterministe et 2,89 sans tendance déterministe. Sauf pour le niveau du PIB réel et des variables d'investissements, les résultats présentés dans ce tableau n'incluent pas de tendance dans l'ensemble déterministe du test.</p> <p>* rejet de $H_0 : \rho = 1$ à un seuil de 5%</p>			

Tableau 2 : Tests de Dickey-Fuller augmentés

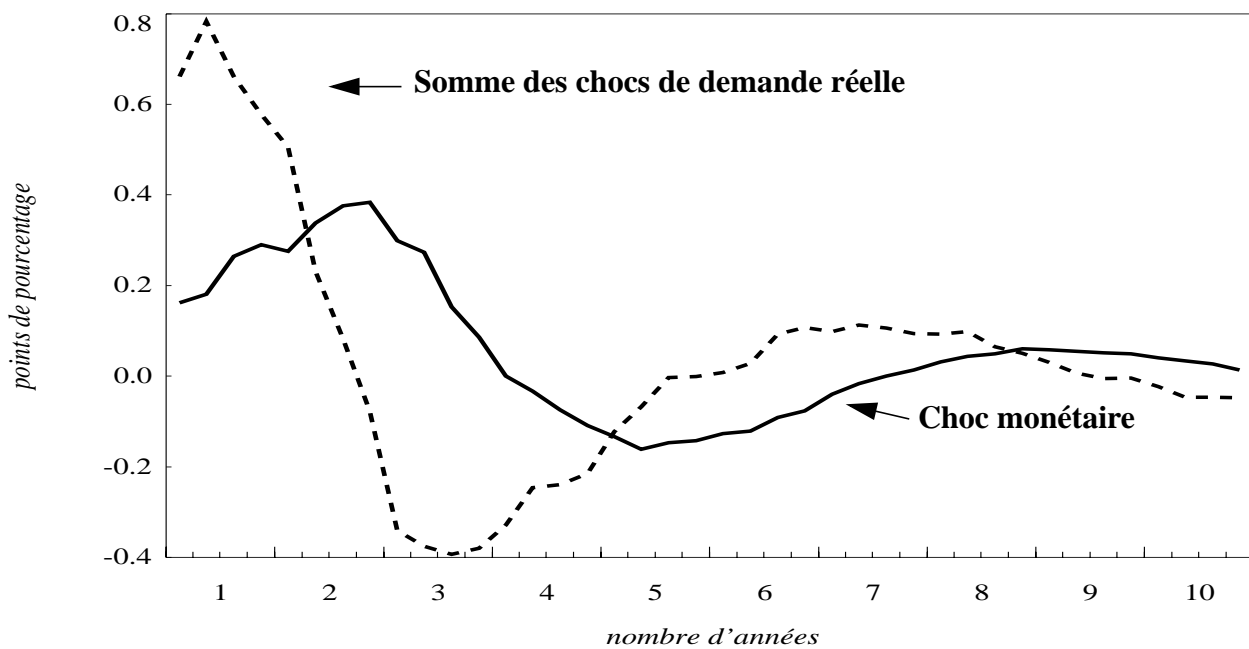
Variable	Termes auto-régressifs inclus dans le test	Termes MA incluse dans le tests	Valeurs critiques simulées	DFA
Inflation (IPC global)	1,2,3,4,5,6	1,2,3	-3.11	-2.38
Taux d'intérêt réel des fonds fédéraux	1,2,3,4	1,2,3	-2,99	-1,96

Annexe III : Réaction du PIB réel aux différents chocs

Graphique 1 : Chocs d'offre

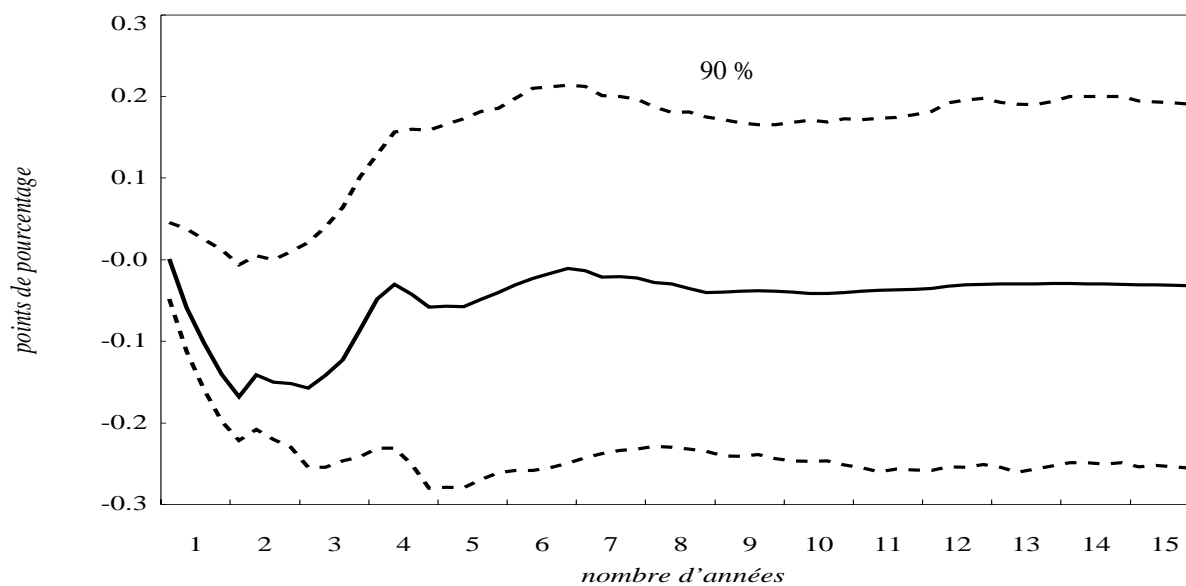


Graphique 2 : Chocs de demande

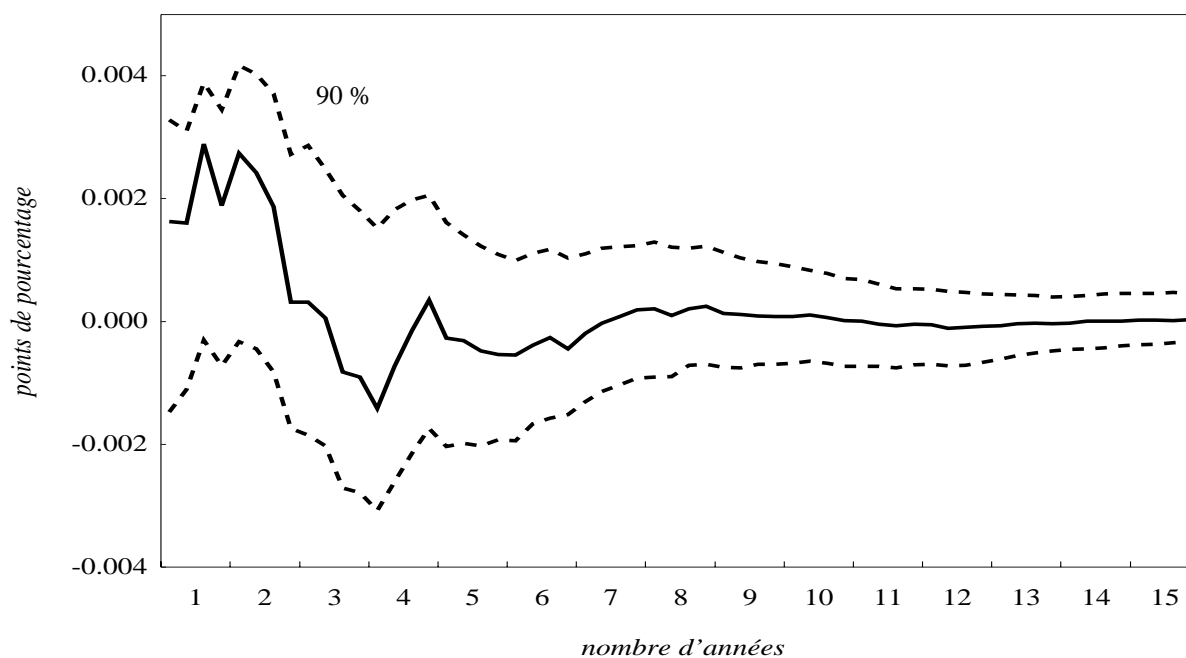


Annexe IV : Réactions de certaines variables aux chocs modifiant la tendance du taux d'activité et intervalles de confiance¹

Graphique 1 : Réaction du taux de chômage



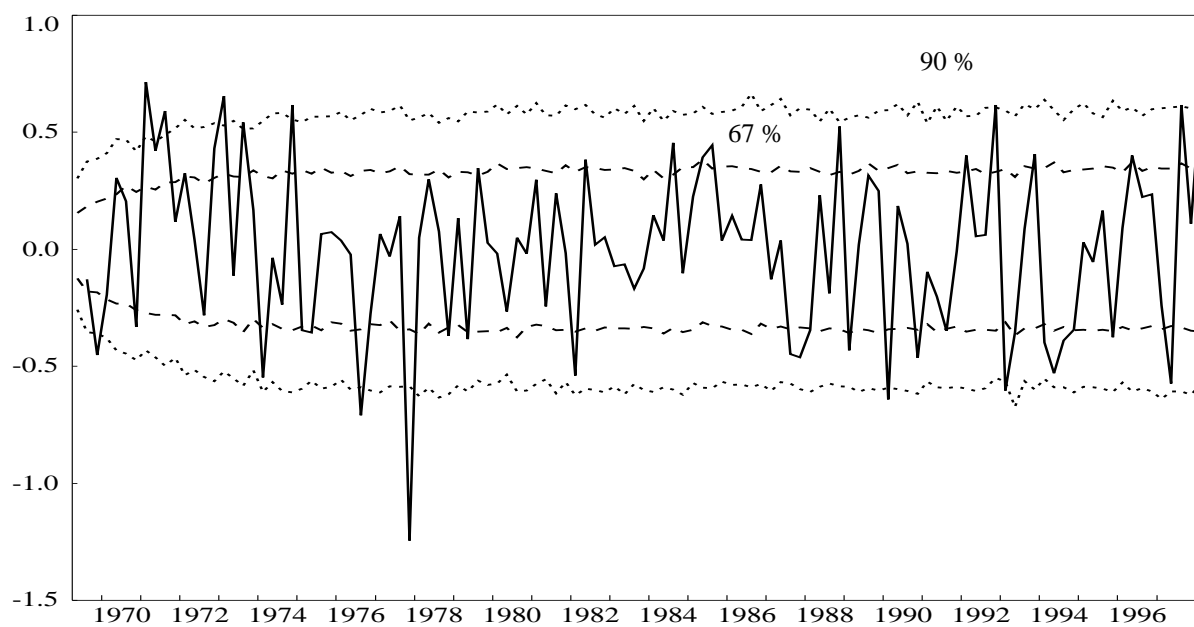
Graphique 2 : Réaction de la productivité



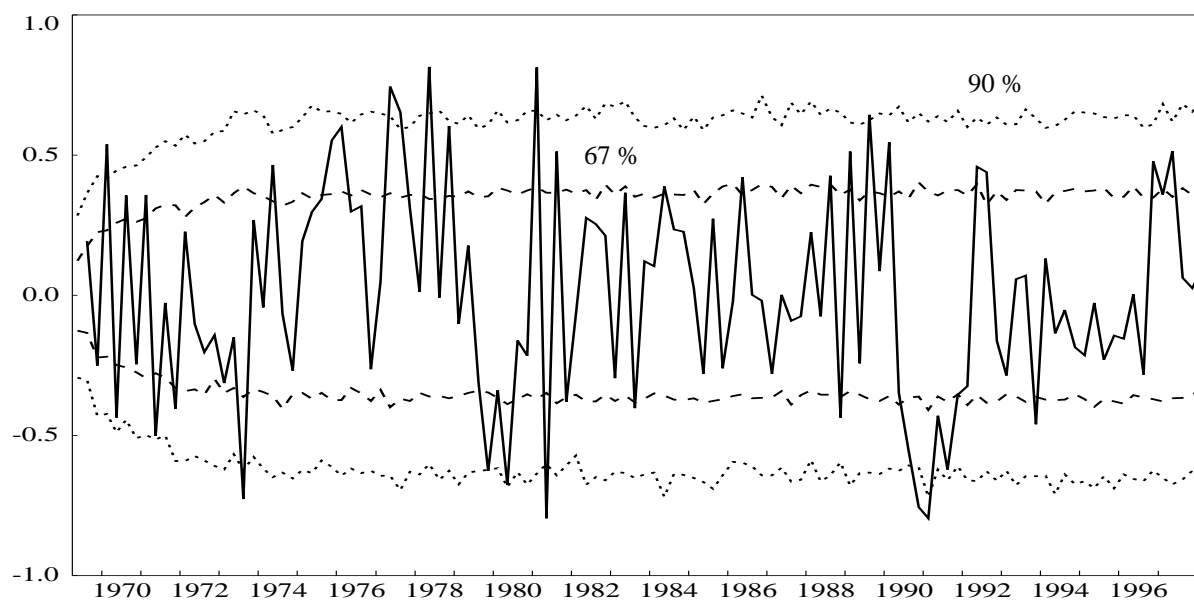
1. Les intervalles de confiance proviennent de 1000 simulations de Monte-Carlo.

Annexe V : Composantes structurelles du taux de croissance trimestriel du PIB potentiel et intervalles de confiance¹

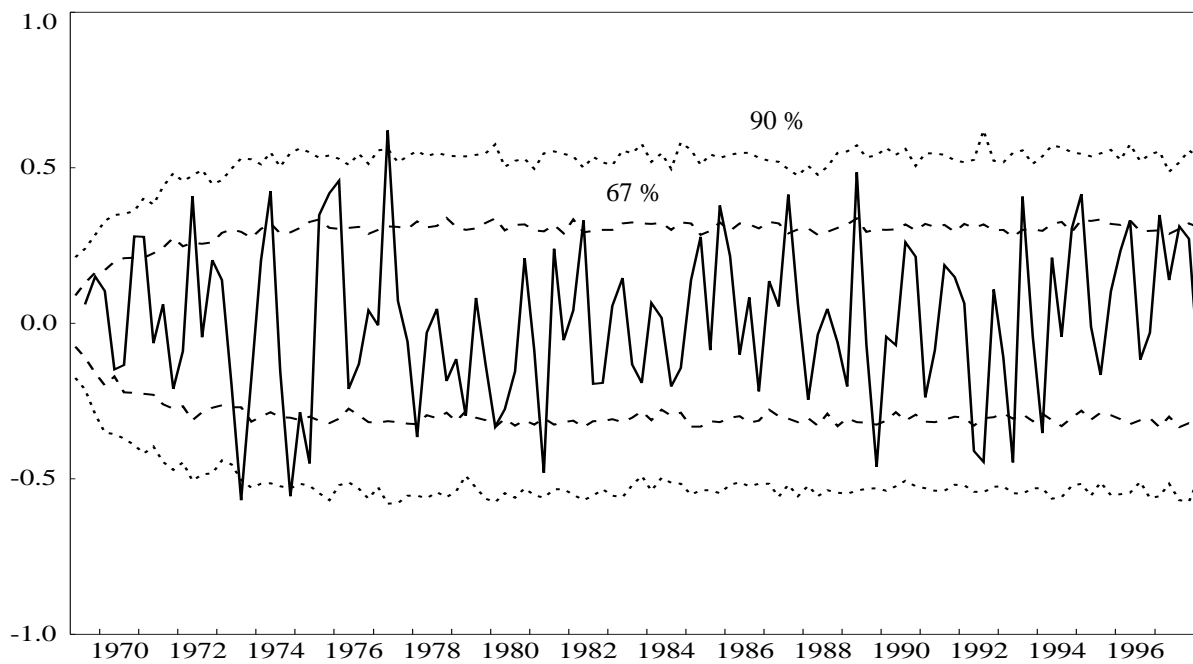
Graphique 1 : Composante liée aux chocs modifiant la tendance de la productivité



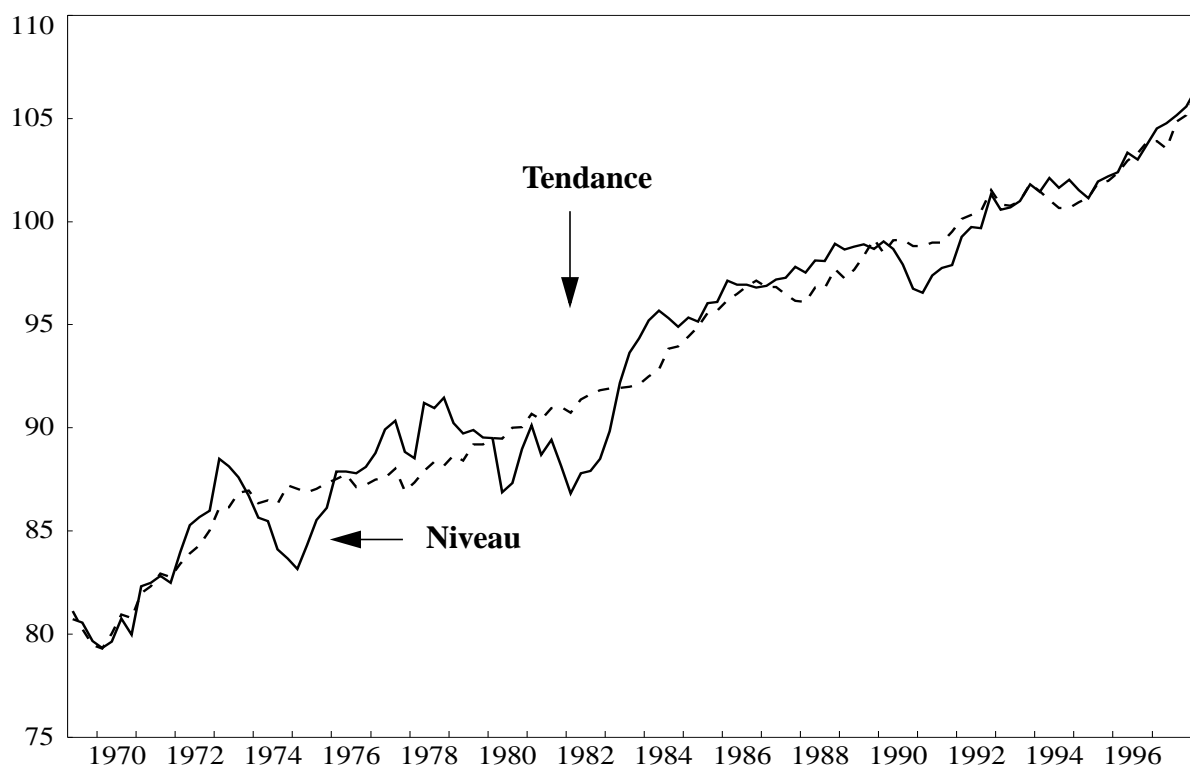
Graphique 2 : Composante liée aux chocs modifiant la tendance du taux d'activité



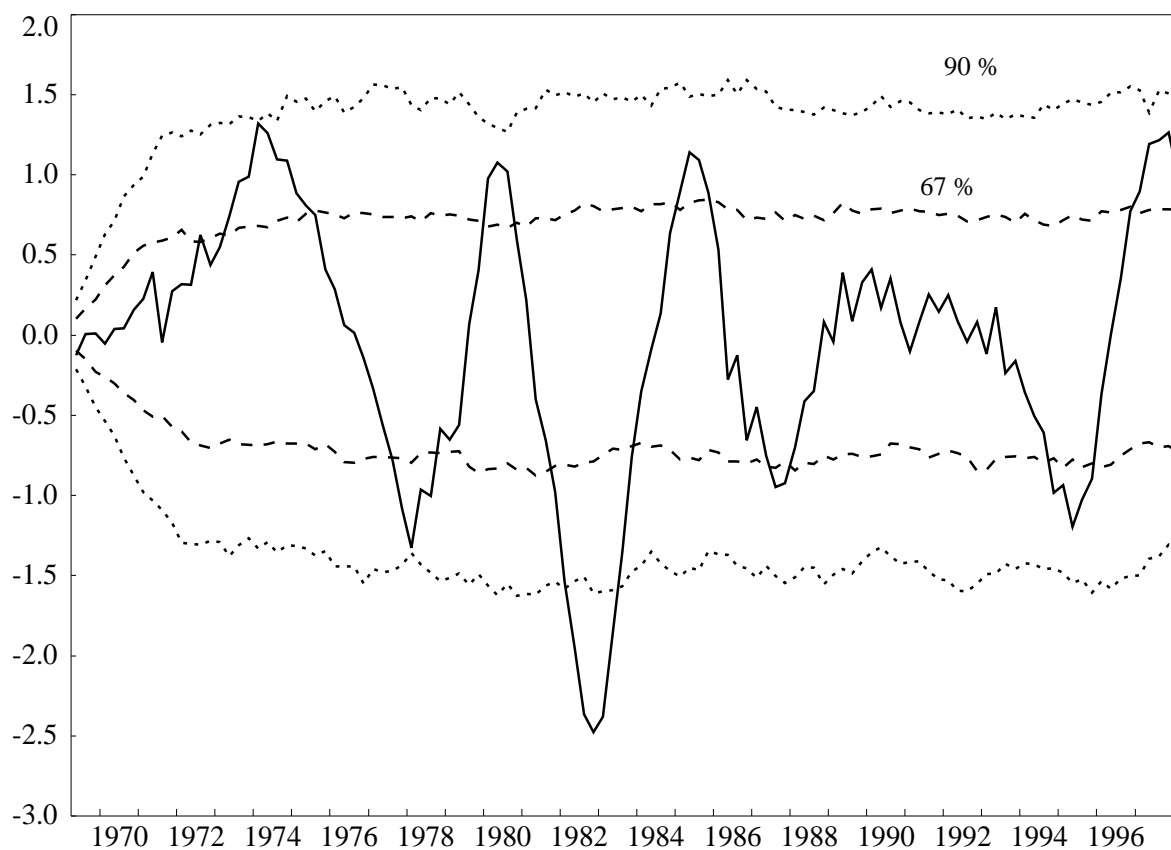
1. Les intervalles de confiance proviennent de 1000 simulations de Monte-Carlo.

Graphique 3 : Composante liée aux chocs d'offre résiduels

**Annexe VI : Niveau et tendance de la productivité de la main-d'œuvre
(1992=100)**



Annexe VII : Écart de production monétaire et intervalles de confiance



BIBLIOGRAPHIE

- Bullard, J. et J. W. Keating (1995). « The Long-Run Relationship between Inflation and Output in Postwar Economies », *Journal of Monetary Economics*, vol. 36, p. 477-496.
- Blanchard, O. J. et D. Quah (1989). « The Dynamic Effect of Aggregate Demand and Supply Disturbances », *American Economic Review*, vol. 79, p. 655-673.
- Boschen, J. et L. Mills (1990). « Monetary Policy with a New View of Potential GNP », *Federal Reserve Bank of Philadelphia Business Review*, p. 3-10.
- Braun, P. A. et S. Mittnik (1993). « Misspecifications in Vector Autoregressions and their Effects on Impulse Responses and Variance Decompositions », *Journal of Econometrics*, vol. 59, p. 319-341.
- Butler, L. (1996). « A Semi-Structural Method to Estimate Potential Output: Combining Economic Theory with a Time-Series Filter », Rapport technique n^o. 77, Banque du Canada.
- Cogley, T. (1996). « Evaluating Non-Structural Measures of the Business Cycle », ébauche de document, Federal Reserve Bank of San Francisco.
- Cogley, T. et J. Nason (1995). « Effects of the Hodrick-Prescott filter on Trend and Difference Stationary Time Series: Implications for Business Cycle Research », *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 19, p. 253-278.
- David, P.A. (1990). « The Dynamic and the Computer : an Historical Perspective on the Modern Paradox », *AEA Papers and Procedures*, vol. 80, P. 355-361.
- DeSerres, A. et A. Guay (1995). « The Selection of the Truncation Lag in Structural VARs (or VECMs) with Long-Run Restrictions », document de travail 95-3, Banque du Canada.
- Dupasquier C., A. Guay et P. St-Amant (1997). « A Comparison of Alternative Methodologies for Estimating Potential Output and the Output Gap », document de travail 97-5. Banque du Canada.
- Dupasquier. C., R. Lalonde et P. St-Amant (1997). « Les zones monétaires optimales : une application au Canada et aux États-Unis ». Dans *Le taux de change et la politique monétaire*, actes d'un colloque tenu à la Banque du Canada en octobre 1996.
- Gali, J. (1992). « How well does the IS-LM Model fit Postwar US Data? », *Quarterly Journal of Economics* 107: p. 709-38.
- Guay, A. et P. St-Amant (1996). « Do Mechanical Filters Provide a Good Approximation of Business Cycles? », rapport technique n^o. 82, Banque du Canada.
- Hannan, E. J. et B. Quin (1979). « The Determination of the Order of an Autoregression », *Journal of the Royal Statistical Society*, vol. 41, p. 141-145.

- King, R. G., G. H. Plosser, J. H. Stock, et M. W. Watson (1991). « Stochastic Trends and Economic Fluctuations », *American Economic Review*, vol. 81 (Septembre), p. 819-840.
- Laxton, D. et R. Tetlow (1992). « A Simple Multivariate Filter for the Measurement of Potential Output », Rapport technique *n*^o . 59, Banque du Canada.
- Lippi, M., et L. Reichlin (1993). « The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances: Comment », *American Economic Review*, vol. 83, p. 644-152.
- Lippi, M. et L. Reichlin (1994). « Diffusion of Technical Change and the Decomposition of Output into Trend and Cycle », *Review of Economic Studies*, vol. 61, p. 19-30.
- Lütkepohl, H. et D. S. Poskitt (1996). « Specification of Echelon-Form Varma Models », *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 14, p. 69-79.
- Nelson, C. R. et C. Plosser (1982). « Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series », *Journal of Monetary Economics*, vol. 10, p. 139-167.
- Phillips, P. C. B. (1995), « Impulse Response and Forecast Error Variance Asymptotics in Nonstationary VARs », document de travail 1102, Cowles Foundation.
- Quah, D. (1992), « The Relative Importance of Permanent and Transitory Components: Identification and Some Theoretical Bounds », *Econometrica*, vol. 60(1), p. 107-118.
- Shapiro, M. D. et M. W. Watson (1988), « Sources of Business Cycle Fluctuations », *Macroeconomics Annual 1988*, National Bureau of Economic Research, Cambridge (MA).
- St-Amant, P. et S. van Norden (1997), « Measurement of the Output Gap: A Discussion of Recent Research at the Bank of Canada », Rapport technique *n*^o . 79, Banque du Canada.

Documents de travail de la Banque du Canada Bank of Canada Working Papers

Les documents de travail sont publiés généralement dans la langue utilisée par les auteurs; ils sont cependant précédés d'un résumé bilingue. / Working papers are generally published in the language of the author, with an abstract in both official languages.

1998

- 98-13 Le PIB potentiel des États-Unis et ses déterminants : la productivité de la main d'œuvre et le taux d'activité R. Lalonde
- 98-12 Un examen de la crédibilité de la politique monétaire au Canada P. Perrier
- 98-11 Liquidity Effects and Market Frictions S. Hendry et G. Zhang
- 98-10 Fundamentals, Contagion and Currency Crises: An Empirical Analysis M. Kruger, P. Osakwe et J. Page
- 98-9 Buying Back Government Bonds: Mechanics and Other Considerations T. Gravelle
- 98-8 Easing Restrictions on the Stripping and Reconstitution of Government of Canada Bonds D. Bolder et S. Boisvert
- 98-7 Uncertainty and Multiple Paradigms of the Transmission Mechanism W. Engert et J. Selody
- 98-6 Forecasting Inflation with the M1-VECM: Part Two W. Engert et S. Hendry
- 98-5 Predicting Canadian Recessions Using Financial Variables: A Probit Approach J. Atta-Mensah et G. Tkacz
- 98-4 A Discussion of the Reliability of Results Obtained with Long-Run Identifying Restrictions P. St-Amant et D. Tessier
- 98-3 Tendances des dépenses publiques et de l'inflation et évolution comparée du taux de chômage au Canada et aux États-Unis Pierre St-Amant et David Tessier
- 98-2 International Borrowing, Specialization and Unemployment in a Small, Open Economy Patrick Osakwe et Shouyong Shi
- 98-1 Food Aid Delivery, Food Security & Aggregate Welfare in a Small Open Economy: Theory & Evidence Patrick Osakwe

1997

- 97-20 A Measure of Underlying Inflation in the United States I. Claus
- 97-19 Modelling the Behaviour of U.S. Inventories: A Cointegration-Euler Approach I. Claus

Les documents de travail plus anciens ne sont pas énumérés ici, mais peuvent être obtenus auprès de la :
Earlier papers not listed here are also available and can be obtained from:

Diffusion des publications,
Banque du Canada,
234 rue Wellington, Ottawa (Ontario) K1A 0G9

Publications Distribution
Bank of Canada,
234 Wellington St., Ottawa, Ontario, Canada K1A 0G9

Adresse électronique / E-mail: publications@bank-banque-canada.ca

WWW: <http://www.bank-banque-canada.ca/>

FTP: <ftp.bank-banque-canada.ca> (login: anonymous; / sous-répertoire : /pub/publications/working.papers/)