

Impulsions dominantes et analyse des fluctuations de l'économie française

Dominant Impulses Hypothesis and the Analysis of French Economic Fluctuations

Frédérique Bec

Volume 70, numéro 1, mars 1994

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/602127ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/602127ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)

1710-3991 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Bec, F. (1994). Impulsions dominantes et analyse des fluctuations de l'économie française. *L'Actualité économique*, 70(1), 5–26. <https://doi.org/10.7202/602127ar>

Résumé de l'article

L'approche des impulsions dominantes, dans la tradition de Brunner et Meltzer [1978], considère que les fluctuations économiques conjoncturelles sont dues à la composante non anticipée d'un ensemble d'impulsions explicites domestiques et étrangères. Bien que s'inscrivant dans cette approche, notre étude se propose de la reformuler dans un cadre statistique plus performant en utilisant les développements récents de l'économétrie des séries temporelles. L'analyse d'un modèle VAR incluant le PIB en volume, son déflateur, un agrégat monétaire, un indicateur des actions gouvernementales en matière de politique budgétaire, le prix des importations et la demande étrangère plaide en faveur d'une explication en termes d'impulsions multiples des fluctuations de l'économie française à court terme, et souligne l'importance de la prise en compte des chocs étrangers, et plus particulièrement des chocs de demande étrangère.

IMPULSIONS DOMINANTES ET ANALYSE DES FLUCTUATIONS DE L'ÉCONOMIE FRANÇAISE*

Frédérique BEC
CREST-ENSAE et MAD Paris I

RÉSUMÉ — L'approche des impulsions dominantes, dans la tradition de Brunner et Meltzer [1978], considère que les fluctuations économiques conjoncturelles sont dues à la composante non anticipée d'un ensemble d'impulsions explicites domestiques et étrangères. Bien que s'inscrivant dans cette approche, notre étude se propose de la reformuler dans un cadre statistique plus performant en utilisant les développements récents de l'économétrie des séries temporelles. L'analyse d'un modèle VAR incluant le PIB en volume, son déflateur, un agrégat monétaire, un indicateur des actions gouvernementales en matière de politique budgétaire, le prix des importations et la demande étrangère plaide en faveur d'une explication en termes d'impulsions multiples des fluctuations de l'économie française à court terme, et souligne l'importance de la prise en compte des chocs étrangers, et plus particulièrement des chocs de demande étrangère.

ABSTRACT — *Dominant Impulses Hypothesis and the Analysis of French Economic Fluctuations.* Following Brunner and Meltzer [1978], the dominant impulses hypothesis attributes the business cycles to the unanticipated component of a set of explicit home and foreign impulses. While maintaining this frame, our study departs from this approach by using a more sophisticated statistical methodology recently developed in the field of time series econometrics. The analysis of a VAR model including real GDP, its price deflator, a monetary aggregate, an indicator of fiscal policy, the import price index and the foreign demand, supports an explanation of the French economic fluctuations in terms of multiple impulses in the short run. More precisely, it underlines the necessity of taking foreign impulses into account, the foreign demand shock dominating the foreign price impulse.

INTRODUCTION

Les années quatre-vingt ont été marquées par la contribution empirique de Nelson et Plosser [1982] remettant en cause la dichotomie cycle-tendance traditionnellement opérée dans l'analyse macroéconomique et par l'émergence du courant théorique des cycles réels imputant la majeure partie des fluctuations

* Je tiens à remercier P.Y. Hénin pour ses nombreuses remarques et suggestions. Je demeure toutefois seule responsable des erreurs et insuffisances qui pourraient subsister.

conjoncturelles à l'occurrence de chocs technologiques. La mise en évidence, par Nelson et Plosser, d'une racine unitaire dans le processus suivi par les principaux agrégats macroéconomiques américains implique que les chocs à l'origine de l'évolution de long terme des variables peuvent aussi engendrer une dynamique de court terme. Ce résultat est ainsi venu renforcer la portée du message de la théorie du cycle réel.

Un certain nombre de travaux empiriques, s'inscrivant pour la plupart dans le cadre méthodologique initié par Sims [1980a], a alors eu pour objectif d'évaluer la contribution respective des chocs d'offre et de demande dans l'explication des fluctuations conjoncturelles de l'activité. Ainsi, les études de Blanchard et Quah [1989] ou Bec et Hairault [1993b] par exemple, remettent-elles en cause le caractère supposé négligeable par les théoriciens du cycle réel des chocs de demande. Les modèles s'inscrivant dans la théorie du cycle réel semblent donc offrir une vision pour le moins réductrice, en termes de sources d'impulsion, des fluctuations économiques. Ces résultats inclinent aussi à reconsidérer plus favorablement les travaux antérieurs aux années quatre-vingt, qu'il s'agisse de ceux qui s'inscrivent dans la tradition keynésienne, ou encore de ceux de l'école de Saint-Louis, de l'école des impulsions dominantes et de la nouvelle école classique.

L'école des impulsions dominantes¹ a proposé un cadre d'analyse général en termes d'impulsions multiples des fluctuations économiques. Il a semblé naturel de s'en inspirer en considérant un champ d'impulsions élargi pour appréhender en particulier les effets des chocs étrangers. En effet, à partir des fonctions d'offre et de demande globales du modèle de Barro et Fischer [1976] étendu au cas d'une économie ouverte, l'une des principales implications théoriques de cette approche est que l'écart du taux de croissance du produit à son taux normal dépend des variations non anticipées des impulsions monétaires, fiscales, de prix étrangers et de demande étrangère et des chocs aléatoires affectant l'offre et la demande globales. Une politique économique parfaitement anticipée n'est donc pas en mesure d'affecter le produit en volume.

Les divers travaux empiriques s'inscrivant dans cette approche² tentent aussi de hiérarchiser les contributions de chocs monétaires, fiscaux, de prix étrangers et de demande étrangère non anticipés aux fluctuations du produit et des prix, afin de tester les implications de la position monétariste. Le traitement des anticipations des impulsions est toutefois particulièrement délicat dans la mesure où le modèle théorique sous-jacent ne fournit pas d'indication à leur sujet. À titre d'exemple, Fourçans [1978], dans son étude sur données françaises, retient l'hypothèse d'anticipations naïves ; comme les impulsions sont elles-mêmes définies comme des variations relatives, les « surprises » sont dans ce cas définies comme les accélérations de la masse monétaire, du déficit budgé-

1. Voir Brunner et Meltzer [1978].

2. Cf. Dutton [1978], Fourçans [1978] et Fratianni [1978] par exemple.

taire, du prix des importations et de la demande adressée. Le caractère *ad hoc* des hypothèses relatives à la formation des anticipations des impulsions retenues dans les différents travaux empiriques s'incrinant dans l'approche des impulsions dominantes contraste fortement avec le modèle à anticipations rationnelles sur lequel elle repose. Il est ainsi probable que la composante non anticipée ne soit pas orthogonale à la composante anticipée, contrairement aux implications de l'hypothèse d'anticipations rationnelles. Une autre critique généralement émise à l'égard de ces travaux est l'exogénéité supposée *a priori* des variables explicatives.

Les développements récents de l'économétrie des séries temporelles permettent de reformuler cette approche dans un cadre statistique plus performant. Ainsi, l'estimation d'un modèle vectoriel auto-régressif (VAR), suggérée par Sims [1980a], permet d'identifier les « surprises », ou les « innovations » du modèle de façon compatible avec l'hypothèse d'anticipations rationnelles puisqu'elles sont par définition orthogonales aux composantes anticipées³. Cette méthodologie permet en outre de ne pas opérer de distinction *a priori* entre variables endogènes et exogènes. Dans cette étude, deux types d'extension prolongent toutefois le cadre initialement proposé par Sims. Tout d'abord, une attention particulière est portée aux propriétés de stationnarité et de cointégration du système de variables étudié, qui, comme l'ont montré Engle et Granger [1987], rejaillissent sur la représentation autorégressive appropriée. Ces propriétés sont étudiées par la mise en œuvre des différents tests proposés par Johansen et Juselius [1990] et Johansen [1991b]. Ensuite, le modèle VAR adopté ici est parfois qualifié de structurel dans la mesure où l'on fait appel à des *a priori* théoriques lors du choix des contraintes imposées pour identifier les innovations.

Ces derniers développements économétriques sont appliqués, pour l'économie française, à un système de variables comparable à celui qui a retenu l'attention de l'école des impulsions dominantes. Les propriétés d'un modèle comprenant le PIB en volume, son déflateur, un indicateur des actions gouvernementales en termes de politiques budgétaire et fiscale, la masse monétaire⁴, le prix des importations et enfin la demande étrangère, seront ainsi considérées.

3. Comme le remarquent King et Plosser [1988], l'étude des effets d'un choc monétaire sur le PIB en volume dans le cadre d'un modèle VAR est une méthode alternative à la procédure d'estimation en deux étapes de Barro [1977] pour évaluer l'impact de la composante non anticipée de la politique monétaire sur la sphère réelle.

4. Au-delà du souci de cohérence avec la littérature de référence, le choix de la masse monétaire, et non du taux d'intérêt nominal qui semble avoir été l'instrument privilégié des autorités monétaires françaises, pour prendre en compte l'impulsion monétaire interne peut se justifier par un régime de taux de change pas vraiment fixes sur la période considérée (changes fixes administrés vis-à-vis des pays du Système Monétaire Européen, et changes flexibles vis-à-vis des devises des autres pays) et par une importante mobilité des capitaux malgré certains épisodes de contrôle des changes. Ainsi, l'on peut penser que la masse monétaire contient autant d'informations pertinentes pour l'identification des impulsions monétaires françaises que le taux d'intérêt nominal, et qu'elle est plus immunisée contre l'influence de l'étranger que cette variable (cf. Bec et Hairault, 1993a à propos de l'influence des chocs externes sur les taux d'intérêt français).

Cet ensemble de variables devrait en effet permettre d'identifier les principales sources d'impulsions mises en avant par les diverses théories s'inscrivant dans l'approche en termes d'impulsion-propagation des fluctuations conjoncturelles, et donc d'en évaluer l'importance. Outre les travaux de l'école des impulsions dominantes, quelques études récentes se sont intéressées à cette problématique : Boschen et Miller [1988] pour les États-Unis, Artus et Kaabi [1991] pour la France ou encore Engle, Vredin et Warne [1991] pour la Suède, par exemple, cherchent ainsi à évaluer les rôles respectifs de diverses impulsions domestiques et étrangères dans l'explication des mouvements de court terme du produit. Il ressort généralement une influence significative des chocs étrangers sur l'activité de ces pays, l'importance des chocs de prix étrangers, et surtout de prix pétroliers, étant, semble-t-il, mieux établie que celle des chocs de demande étrangère⁵.

Après la description des séries utilisées pour cette étude, la première section présente les résultats des tests de stationnarité et de cointégration mis en œuvre afin de déterminer la représentation autorégressive appropriée. L'analyse des fluctuations de court terme de l'économie française, reposant sur les décompositions de variance et les fonctions de réponse aux chocs, est menée dans la deuxième section.

1. LA SPÉCIFICATION DU MODÈLE

Comme l'ont montré Engle et Granger [1987], l'analyse des propriétés de long terme des séries étudiées est une étape nécessaire au choix de la représentation multivariée qui leur est appropriée. Ainsi, selon que le vecteur de variables étudié est stationnaire en niveau ou en différence, et, dans ce dernier cas, selon qu'il est cointégré ou non, une représentation auto-régressive correcte sera un modèle VAR spécifié en niveau, un modèle VECM (modèle vectoriel correction d'erreurs) ou un modèle VAR spécifié en différence première. Avant de présenter les résultats de cette analyse des propriétés de long terme menée dans le cadre méthodologique développé par Johansen, nous décrivons les séries utilisées.

1.1 *Les données*

Le système étudié est constitué de six variables, à savoir les logarithmes du PIB en volume, *ly*, de son déflateur, *lpy*, de l'agrégat monétaire *M1*, *lm*, du prix des importations, *lpm* et de la demande adressée à la France, *ldx*, et le solde financier corrigé des administrations publiques, *fi*. Le déflateur du PIB et le prix des importations sont des indices base 1980. À l'exception de l'agrégat monétaire *M1*, calculé à partir du TERF (Banque de France), et de la série annuelle de demande adressée, extraite du modèle MIMOSA (CEPII), l'ensemble des

5. Boschen et Mills [1988], par exemple, mettent ainsi en évidence une contribution de l'ordre de 16 % de l'impulsion des prix pétroliers à la variance du taux de croissance du PNB américain, alors que celle de l'impulsion des exportations s'élève à 10 % environ.

séries utilisées ici provient de la banque semestrielle des Perspectives Économiques de l'OCDE. Compte tenu de la disponibilité des données, la période d'analyse est 1969:2-1990:1.

Dans le système considéré, l'influence de l'étranger est donc prise en compte par la demande adressée et le prix des importations comme indicateur des prix étrangers. La variable de demande adressée à la France par ses principaux partenaires commerciaux, dx_t , est évaluée en francs constants⁶ 1980. Elle est définie comme la somme des importations de ces pays pondérées par leur part dans le total des exportations françaises. Cette série n'étant disponible qu'en périodicité annuelle, nous l'avons semestrialisée en utilisant les exportations comme variable indicatrice.

Pour appréhender les inflexions données délibérément par le gouvernement à la politique budgétaire, c'est-à-dire sa composante exogène, nous avons retenu le même type d'indicateur que l'OCDE, à savoir les variations non conjoncturelles du solde financier des administrations publiques⁷. Par conséquent, il faut distinguer les variations budgétaires conjoncturelles, résultant de l'écart entre productions effective et potentielle, des variations non conjoncturelles. Le solde financier corrigé des influences conjoncturelles, noté f_t , est obtenu en calculant le budget qui prévaudrait si l'économie croissait à son rythme tendanciel⁸. On rejoint en cela la définition du solde budgétaire dit de « haut emploi » retenue dans les travaux de l'école de Saint-Louis. L'écart de production, noté \tilde{y}_t , est mesuré par l'écart en pourcentage du PIB effectif en volume, y_t , par rapport à sa valeur potentielle, y_t^* . Cette dernière série est également extraite de la banque des Perspectives Économiques de l'OCDE. Les recettes et les dépenses⁹ corrigées sont données par :

$$T_t^* = T_t(1 + \tilde{y}_t \eta) \text{ et } G_t^* = G_t(1 + \tilde{y}_t \epsilon),$$

où T_t et G_t représentent respectivement les recettes et les dépenses courantes, et η et ϵ sont respectivement l'élasticité des recettes et des dépenses courantes par rapport à la production en volume, calculées comme la moyenne des élasticités observées sur la période. La variable f_t utilisée au cours de l'étude est le solde financier corrigé en pourcentage du PIB potentiel en valeur, soit encore $(T_t^* - G_t^*) / y_t^* \cdot py_t$.

6. Cette variable, exprimée en dollars 1980 par le CEPII, correspond donc à des francs 1980 à la valeur du taux de change franc/dollar de 1980 près. Comme il s'agit d'un volume, elle ne devrait pas capter les mouvements du taux de change.

7. Se reporter à l'article de Chouraqui, Hageman et Sartor [1990] pour une description précise de la méthode de calcul de l'indicateur retenu par l'OCDE. Voir aussi Blanchard [1990] pour différents indicateurs alternatifs.

8. Bien qu'elles se reflètent dans l'évolution de la composante non conjoncturelle du solde budgétaire, les variations des recettes liées au prix des ressources naturelles — prix pétroliers par exemple — ne sont ni conjoncturelles, ni purement délibérées.

9. Déduction faite des intérêts versés car ils ne sont pas directement contrôlés par les autorités budgétaires.

1.2 Analyse des propriétés de long terme

Le cadre statistique initialement proposé par Johansen [1988] pour l'analyse de la cointégration d'un vecteur de séries temporelles intégrées à l'ordre 1 a été développé par Johansen et Juselius [1990] et Johansen [1991a] pour permettre différents tests sur les paramètres de long terme que sont les coefficients des vecteurs cointégrants et les coefficients d'ajustement aux relations de long terme¹⁰. Après avoir vérifié l'ordre d'intégration du vecteur considéré, différentes hypothèses sont ainsi testées sur les coefficients des vecteurs cointégrants afin d'interpréter économiquement ces relations d'équilibre de long terme entre les variables du modèle¹¹.

Comme l'ensemble des tests proposés par Johansen et Juselius [1990] repose sur l'hypothèse que le vecteur de variables considéré est au plus $I(1)$, c'est-à-dire stationnaire en différence première, il faut s'assurer qu'il ne contient pas de variable $I(2)$ — c'est-à-dire de variable dont la différence seconde est stationnaire alors que la différence première ne l'est pas. La masse monétaire et les indices de prix étant parfois modélisés comme des processus $I(2)$, il semble pertinent d'appliquer le test que Johansen [1991b] propose à cet effet. Les résultats de ce test pour le vecteur $X_t = (lpm, ldx, fi, lm, lpy, ly)_t'$ permettent de conclure à l'existence d'une tendance stochastique intégrée d'ordre 2¹². Compte tenu du vecteur étudié, il s'agit vraisemblablement d'une tendance nominale. Les variables les plus probablement $I(2)$ dans ce modèle étant la masse monétaire et le déflateur du PIB réel, il se peut qu'elles partagent la même tendance nominale $I(2)$. Le vecteur initial a par conséquent été réduit à un vecteur de dimension 5 en considérant les encaisses réelles, notées $lmsp$, et non plus le stock de monnaie et les prix séparément¹³. Les statistiques du test de la présence de composantes $I(2)$ dans ce nouveau vecteur permettent de rejeter l'existence d'une tendance stochastique intégrée à l'ordre 2, ce qui confirme notre intuition. Elles révèlent également l'existence de deux combinaisons linéaires stationnaires des variables considérées — c'est-à-dire de deux relations de cointégration ou vecteurs cointégrants.

Après le problème de l'intégration à l'ordre 2, il est naturel de tester si les vecteurs cointégrants ne reflètent pas, en fait, la stationnarité de certaines variables du système; en particulier, on peut s'attendre à ce que le solde budgétaire en pourcentage du PIB potentiel soit stationnaire, et donc à ce que l'un des deux vecteurs cointégrants soit en fait le vecteur $(0, 0, 1, 0, 0)$ si fi est la troisième

10. Voir Campbell et Perron [1991] et Perron et Campbell [1992] pour une introduction aux concepts de racine unitaire et de cointégration.

11. Ces tests ont été réalisés à partir du programme *CATS in RATS* conçu par K. Juselius.

12. Afin de ne pas alourdir l'exposé, ces résultats ne sont pas reportés ici, mais sont disponibles sur demande auprès de l'auteur. Le nombre de retards du modèle VAR en niveau sur lequel repose cette analyse vaut 3 et a été sélectionné sur la base des critères AIC et BIC.

13. On suppose implicitement que lm et lpy sont cointégrés, le vecteur cointégrant étant $(1, -1)'$.

variable de X_t . Le test que proposent Johansen et Juselius [1990] de la stationnarité de chacune des variables a donc été réalisé, et seule l'hypothèse de stationnarité du solde financier corrigé n'est pas rejetée au seuil de 5 %.

Sous cette hypothèse, la deuxième relation de cointégration lie les évolutions de long terme du PIB réel et de la demande adressée à la France. En effet, la stationnarité de z_t , défini par :

$$z_t = ly_t - 0.478ldx_t$$

n'est pas rejetée. Cette relation de long terme peut être rapprochée de l'hypothèse d'*export-led growth*, bien que la demande adressée se substitue ici aux exportations, variable traditionnellement retenue dans cette littérature. Selon cette hypothèse, la croissance des exportations est considérée comme un déterminant essentiel de la croissance d'une économie. Conformément aux résultats mis en évidence par Kunst et Neusser [1990] pour l'Autriche et Kugler [1989] sur données trimestrielles françaises et allemandes, à savoir un rôle important des exportations dans la croissance économique, l'hypothèse d'exclusion de la demande adressée de la relation de cointégration a été fortement rejetée en France.

Cette interprétation en termes d'*export-led growth* est encore confirmée par les tests d'exogénéité faible par rapport aux paramètres de long terme¹⁴. En effet, ce test, développé dans Johansen et Juselius [1990], permet de repérer les variables qui réagissent aux écarts à la relation de long terme entre le produit et la demande adressée. Ainsi, dans le cas d'une petite économie ouverte, on peut s'attendre à ce que le produit domestique, mais pas les variables étrangères, réagisse à l'écart à l'équilibre de la période précédente (z_{t-1}).

Selon les résultats obtenus, l'exogénéité faible de *lmsp*, *lpm* et *ldx* ne peut être rejetée à 5 % contrairement à celle de *ly* et de *fi*. L'exogénéité faible de *ly* étant rejetée, contrairement à celle de *ldx*, z_{t-1} intervient comme force de rappel dans l'équation du taux de croissance du PIB mais pas dans celle du taux de croissance de la demande adressée. Cela signifie qu'en cas d'écart à la relation de long terme existant entre ces deux variables, ce sont les variations du PIB français uniquement qui réalisent l'ajustement. En ce sens, on peut dire que la demande étrangère détermine l'évolution de long terme du PIB français. L'influence de la demande étrangère sur la croissance du PIB français déjà mise en évidence sur données trimestrielles par Kugler [1989] est donc confirmée ici.

1.3 Conclusion d'étape

D'un point de vue économique, les résultats précédents semblent confirmer la thèse selon laquelle la croissance française est « tirée » par la demande

14. Selon Engle, Hendry et Richard [1983], dans un modèle, une variable y_t est définie comme faiblement exogène pour estimer un ensemble de paramètres λ si l'inférence sur λ conditionnellement à y_t n'entraîne pas de perte d'information. Si, en plus, y_t n'est causée au sens de Granger par aucune des variables endogènes du système, alors y_t est définie comme fortement exogène.

étrangère. D'un point de vue statistique, le modèle comprend une variable stationnaire, trois tendances stochastiques indépendantes¹⁵, ou tendances communes, et une relation de cointégration, le PIB et la demande étrangère partageant la même tendance stochastique. Dans la terminologie de Johansen et Juselius [1990], le vecteur étudié comprend deux variables prédéterminées¹⁶, dans le sens où elles sont faiblement exogènes et exclues de la relation de cointégration, à savoir les encaisses réelles et le prix des importations, et une variable faiblement exogène seulement, la demande étrangère. Comme les termes de rappel n'interviennent pas dans les équations des variables faiblement exogènes, la représentation VECM retenue ne peut être estimée par la méthode des moindres carrés ordinaires équation par équation. Ce modèle est donc estimé par la méthode des moindres carrés généralisés.

2. L'ÉTUDE DES FLUCTUATIONS DE COURT TERME

L'influence de l'extérieur sur l'évolution de long terme de l'économie française ne préjuge en rien des impulsions dominantes dans le cycle économique. Il est donc nécessaire de procéder à une analyse spécifique des fluctuations conjoncturelles, tout en tenant compte des propriétés de cointégration mises en évidence précédemment dans la spécification du modèle statistique.

Dans un premier temps, le schéma d'orthogonalisation des résidus retenu pour identifier les innovations structurelles du modèle est présenté. Les résultats relatifs aux décompositions de variance et aux fonctions de réponse aux chocs sont ensuite exposés.

2.1 L'identification des impulsions

Étant donné le vecteur de variables considéré, il est pertinent *a priori* de tenter d'identifier cinq impulsions structurelles. Il semble naturel de considérer que deux types de chocs étrangers, à savoir un choc de prix étranger et un choc de demande étrangère notés respectivement η_{pm} et η_{dx} , et trois types de chocs domestiques, à savoir un choc fiscal, un choc monétaire et un choc d'offre notés η_{fi} , η_m et η_y , sont à l'origine des fluctuations des variables retenues dans le modèle. Si l'on note X_t le vecteur $(lpm, ldx, fi, lmsp, ly)'$, la forme vectorielle moyenne mobile du modèle peut s'écrire comme suit :

$$X_t = C(L)\varepsilon_t$$

où ε_t est le vecteur des résidus non orthogonalisés de matrice variance-covariance Σ . Si l'on note $\eta = (\eta_{pm}, \eta_{dx}, \eta_{fi}, \eta_m, \eta_y)'$ le vecteur des innovations structurelles

15. Leur nombre est donné par la différence entre le nombre de variables intégrées à l'ordre un (soit quatre ici) et le nombre de relations de cointégration (qui ne correspondent pas à la stationnarité d'une variable).

16. Il s'agit plus exactement de prédétermination par rapport aux paramètres de long terme.

du modèle et $\bar{C}(L)$ le polynôme de la forme moyenne mobile associée à ces innovations, on peut écrire :

$$X_t = \bar{C}(L)\eta_t$$

avec $E[\eta_t, \eta'_t] = I$. On suppose donc que les résidus estimés sont une combinaison linéaire des innovations structurelles, c'est-à-dire que $\varepsilon_t = S\eta_t$, ce qui implique que $\bar{C}(L) = C(L)S$ d'une part et $SS' = \Sigma$ d'autre part¹⁷. Pour distinguer le choc de demande étrangère du choc de prix étrangers, on contraint le premier à ne pas avoir d'effet instantané sur le prix des importations¹⁸, soit $S_{12} = 0$. Ensuite, le choc fiscal est identifié comme celui qui n'a pas d'effet instantané sur les deux variables étrangères, soit $S_{13} = S_{23} = 0$. Le choc monétaire est distingué des trois chocs précédents par la contrainte qu'il n'a d'impact instantané ni sur la demande étrangère ni sur le solde financier des administrations publiques ($S_{24} = S_{34} = 0$) et par l'hypothèse selon laquelle il n'affecte pas le PIB en volume à long terme ($\bar{C}_{54}(1) = 0$). En effet, il a semblé pertinent d'autoriser un impact instantané du choc d'offre de monnaie sur le prix des importations car ce dernier est libellé en francs. Enfin, le choc d'offre est identifié comme celui qui n'affecte instantanément que le produit, soit $S_{15} = S_{25} = S_{35} = S_{45} = 0$. L'impulsion monétaire est donc le seul choc domestique qui puisse affecter une variable étrangère à très court terme, ce qui correspond à l'hypothèse selon laquelle la France peut être considérée comme une petite économie ouverte.

2.2 Les sources de fluctuation du PIB en volume

Les résultats obtenus pour la décomposition de la variance de l'erreur de prévision du PIB réel français¹⁹, tableau 1, et pour les fonctions de réponse de cette variable aux différents chocs, tableau 2 et graphique 1, permettent de donner un éclairage nouveau sur les fluctuations de l'activité économique française.

Les résultats obtenus sur l'influence des variables « extérieures » sont particulièrement intéressants. Ils tendent à établir qu'il est relativement réducteur de se centrer uniquement sur des variables « internes » pour expliquer les variations du niveau de l'activité économique.

17. Cette dernière relation impose 15 restrictions sur les 25 éléments de la matrice S . Il est donc nécessaire d'imposer 10 contraintes supplémentaires pour identifier les cinq innovations structurelles du modèle.

18. L'orthogonalisation alternative qui consiste à identifier le choc de prix étrangers comme celui qui n'affecte pas la demande adressée instantanément ne modifie pas sensiblement les résultats des exercices présentés plus bas.

19. Les intervalles de confiance à 95 %, mentionnés entre crochets pour les décompositions de variance et les fonctions de réponse aux chocs, sont obtenus à partir de 400 simulations, pour lesquelles les résidus ont été tirés dans la loi observée et non dans une loi normale (selon la méthode du *bootstrap*). Comme ils n'ont été calculés que pour quelques dates, ils ne sont pas reportés dans les graphiques.

TABLEAU 1

DÉCOMPOSITION DE LA VARIANCE DE ly (%)

horizon	η_{pm}	η_{dx}	η_m	η_{fi}	η_y
1 sem.	2.52 [.01;32.94]	9.03 [.02;37.01]	3.48 [.01;30.35]	1.37 [.00;21.58]	83.58 [37.97;90.06]
1 an	1.66 [.38;29.28]	35.59 [4.8;64.92]	2.62 [.21;28.41]	11.14 [1.62;29.01]	48.98 [14.30;63.95]
2 ans	28.49 [2.56;62.70]	50.33 [13.04;76.82]	1.93 [.47;14.35]	4.34 [.30;24.24]	14.90 [3.44;28.58]
5 ans	29.53 [2.22;68.11]	56.62 [11.29;85.94]	0.46 [0.13;8.19]	9.13 [.87;43.27]	4.25 [.85;12.04]
10 ans	27.16 [1.17;68.17]	63.84 [11.90;91.04]	0.24 [.06;5.81]	6.54 [.53;42.31]	2.21 [.41;7.98]
25 ans	25.42 [.57;68.46]	69.10 [13.86;95.27]	0.10 [.03;2.61]	4.41 [.30;42.42]	0.96 [.14;3.67]

Si l'on considère précisément les tableaux de résultats, on constate en effet que les impulsions étrangères expliquent significativement la variance du produit à différents horizons. Dans l'ensemble, le rôle du choc de demande étrangère semble plus important que celui du choc sur le prix des importations.

Ainsi, la contribution de η_{dx} est croissante avec l'horizon de prévision du PIB français : alors qu'elle ne vaut que 9 % à l'horizon d'un semestre, elle atteint 36 % dès le second semestre et continue de croître pour atteindre 69 % environ à l'horizon de vingt-cinq ans. Ce choc domine de plus la variance du PIB dès la deuxième année, avec une contribution de près de 50 %. Ceci corrobore l'influence de la demande adressée déjà mise en évidence sur les mouvements de long terme du produit, et confirme l'intuition qu'une « petite » économie ouverte finit toujours (à long terme) par devoir s'aligner sur les conditions qui prévalent à l'extérieur. Ce résultat est tout à fait comparable à l'influence du choc réel étranger sur le PIB suédois mise en évidence par Engle, Vredin et Warne [1991] : ces auteurs, à partir d'un modèle à tendances communes représentant un système de variables très proche de celui retenu ici²⁰, trouvent que la part de ce choc dans la variance du PIB s'élève à 28 % la première année et atteint 68 % à long terme.

On constate également que la contribution des deux chocs étrangers à la variance de l'erreur de prévision de ly se substitue presque complètement à la contribution des chocs domestiques dès la deuxième année : près de 80 % de la

20. Il inclut le PIB en volume, son déflateur, un taux d'intérêt nominal, les dépenses publiques, la masse monétaire et un indicateur du produit mondial.

variance de l'erreur de prévision à deux ans est imputable aux chocs de prix étrangers et de demande adressée réunis, le second dominant toujours le premier. Bien que négligeable la première année, la contribution du choc sur les prix étrangers devient, en se maintenant au-dessus de 25 %, la deuxième source de variance de l'erreur de prévision du produit²¹. Il faut noter que la borne inférieure de l'intervalle de confiance à 95 % incite à considérer ce résultat comme peu significatif, ce qui confirme l'exclusion précédente de cette variable de la relation de cointégration.

L'ensemble de ces résultats est étayé par les fonctions de réponse du PIB aux différents chocs. On observe en effet, tableau 2²², que seul le choc η_{dx} a un effet significativement différent de zéro sur le produit français à long terme. La réponse positive de cette variable au choc de demande étrangère culmine après quatre ans, graphique 1, pour rejoindre progressivement son niveau de long terme, soit environ 0.4 pour un choc de un point. La réponse du PIB au choc sur le prix des importations n'est cependant jamais significativement différente de zéro.

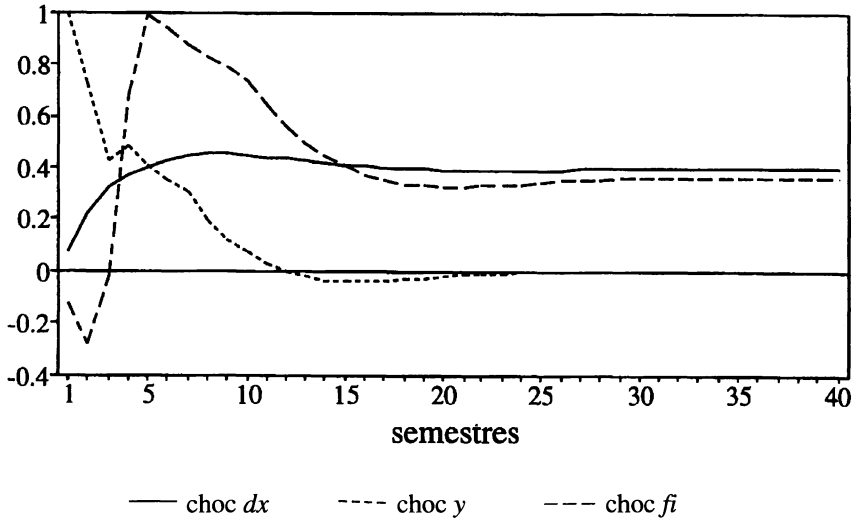
TABLEAU 2
RÉPONSES DE ly ($\times 10^{-2}$)

horizon	η_{pm}	η_{dx}	η_m	$\eta_{\bar{f}}$	η_y
1 sem.	.07 [-.06;.17]	.12 [-.01;.21]	.08 [-.09;.19]	-.05 [-.17;.08]	.38 [.19;.37]
1 an	-.06 [-.28;.24]	.40 [.11;.50]	.17 [-.04;.28]	-.11 [-.27;-.04]	.28 [.07;.30]
2 ans	-.56 [-.93;.07]	.67 [.20;.82]	-.04 [-.24;.26]	.26 [-.04;.51]	.19 [-.05;.29]
5 ans	-.54 [-1.1;.11]	.81 [.22;1.20]	.00 [-.09;.15]	.28 [-.01;.63]	.03 [-.06;.16]
10 ans	-.40 [-.96;.11]	.71 [.23;1.1]	-.00 [-.04;.03]	.13 [-.06;.49]	.00 [-.06;.02]

21. Fourçans [1978] trouvait également une influence significative du prix des importations sur le produit français lorsqu'étaient incluses dans l'échantillon les années suivant le premier choc pétrolier. Plus récemment, l'étude de Artus et Kaabi [1991] révèle une influence importante de l'aléa qui affecte le prix du pétrole sur la variance de la croissance du produit français.

22. Les réponses reportées dans ce tableau correspondent à des chocs de la taille d'un écart-type, alors que les réponses reproduites graphiquement sont calculées pour des chocs de un point afin de faciliter la comparaison des différents effets.

GRAPHIQUE 1

RÉPONSES DE I_y 

La persistance et la très nette domination à long terme de la contribution du choc de demande étrangère soutiennent l'hypothèse d'une influence stimulante sur le produit de l'accroissement des débouchés à l'étranger. De plus, au vu de la dynamique engendrée par le choc η_y , l'influence de la demande adressée pourrait transiter par une accélération, liée à la concurrence internationale, du progrès technique. Ce dernier ne serait donc pas pris en compte par le choc η_y , qui, étant donné le schéma d'identification imposé, doit alors s'interpréter comme un choc conjoncturel différent d'un choc fiscal ou monétaire, par exemple salarial²³. D'après le tableau 1, le choc η_y présente en effet les caractéristiques d'un choc purement conjoncturel. Sa contribution à la variance de l'erreur de prévision du produit domine très nettement celle des quatre autres chocs à très court terme, avec 83.6 % à l'horizon d'un semestre et 49 % au bout d'un an, mais elle faiblit très rapidement pour devenir négligeable dès l'horizon de cinq ans. De plus, cette interprétation de η_y est confirmée par la réponse significativement positive du produit à ce choc les deux premiers semestres, tableau 2, sachant que seul η_y affecte significativement le PIB à l'horizon d'un semestre.

La demande interne contribue toutefois à l'explication des fluctuations de l'activité. La contribution du choc fiscal à la variance de l'erreur de prévision du PIB n'est pas négligeable à court terme : elle culmine ainsi 11.1 % le deuxième semestre, vaut encore plus de 9 % pour un horizon de cinq ans, et s'annule

23. Dans une étude de même nature réalisée sur données américaines, Bec [1992] montre qu'un choc identifié comme η_y rend bien compte de l'évolution de long terme du PIB américain.

ensuite progressivement. De plus, la réponse du PIB français à ce choc est significativement différente de zéro au cours du deuxième semestre²⁴ : un choc fiscal de un point (diminution du déficit) entraîne une diminution du produit de 0.3. La part du choc monétaire dans la variance de l'erreur de prévision de cette variable est, quant à elle, toujours négligeable, et la réponse de ly à ce choc n'est pas significative. Dans le cadre d'une représentation à tendances communes, Bec et Hairault [1993b] mettent en évidence une hiérarchie semblable de la contribution de ces deux chocs à la variance du produit français.

Les résultats reportés dans les deux paragraphes suivants permettent de confirmer l'interprétation des différents chocs.

2.3 Les fluctuations des variables domestiques

À long terme, principalement deux chocs contribuent à la variance de l'erreur de prévision des encaisses réelles (tableau 3) : la part du choc sur le prix des importations s'élève à plus de 70 % et celle du choc monétaire se situe autour de 15 % dès l'horizon de cinq ans. Toutefois, d'après le tableau 7 reporté en annexe, alors que l'effet négatif du choc sur les prix étrangers est infiniment persistant, l'effet positif du choc d'offre de monnaie n'est significativement différent de zéro que les deux premiers semestres. La réponse des encaisses réelles au choc η_{pm} reflète vraisemblablement un effet d'inflation importée qui provoque une taxe inflationniste sur cette variable. L'effet du choc monétaire s'explique par l'existence de rigidités de prix à court terme.

TABLEAU 3

DÉCOMPOSITION DE LA VARIANCE DE $lmsp$

horizon	η_{pm}	η_{dx}	η_m	η_f	η_y
1 sem.	27.42 [.15;52.65]	22.03 [.12;54.03]	37.84 [1.80;90.23]	12.70 [.13;68.74]	0.00 [-]
1 an	60.62 [9.89;81.29]	10.04 [.59;35.96]	19.16 [1.03;67.69]	10.05 [.17;63.31]	0.13 [.00;2.19]
2 ans	72.19 [15.86;87.67]	3.92 [.61;32.30]	12.38 [0.92;56.62]	11.18 [.51;59.18]	0.32 [.05;4.75]
5 ans	72.03 [13.89;88.93]	2.59 [.56;40.86]	15.17 [0.77;61.63]	10.06 [.67;56.03]	0.14 [.06;3.22]
10 ans	71.92 [10.35;89.39]	2.27 [.45;46.27]	15.95 [.53;64.84]	9.78 [.55;55.03]	0.07 [.03;1.89]
25 ans	71.80 [8.89;90.65]	2.07 [0.26;47.39]	16.51 [.33;68.77]	9.58 [.30;56.89]	0.02 [.11;.84]

24. Il est intéressant de remarquer que Fourçans [1978] trouve une influence maximale de l'impulsion fiscale sur le taux de croissance du PNB français deux trimestres après le choc.

À court terme, 22 % de la variance des encaisses réelles est imputable au choc de demande étrangère. On remarque d'ailleurs une réponse significativement positive des encaisses réelles à un choc η_{dx} la première année, tableau 7, ce qui peut refléter l'augmentation de l'offre de monnaie en contrepartie des entrées de devises occasionnées par le gain de parts de marché à l'étranger.

La décomposition de la variance du solde financier corrigé français, tableau 4, attribue un rôle dominant à l'impulsion fiscale à court terme et fait apparaître une faible contribution du choc η_y .

TABLEAU 4

DÉCOMPOSITION DE LA VARIANCE DE \hat{f}_t

horizon	η_{pm}	η_{dx}	η_m	η_{fi}	η_y
1 sem.	47.17 [7.48;76.99]	1.91 [.00;25.34]	0.00 [-]	50.92 [17.73;86.09]	0.00 [-]
1 an	38.35 [8.55;60.59]	14.93 [1.07;42.41]	0.57 [.00;16.34]	40.74 [10.86;72.70]	5.40 [.00;19.29]
2 ans	31.61 [9.15;50.33]	17.92 [2.49;44.93]	1.55 [.57;17.27]	44.07 [18.00;70.22]	4.84 [0.31;15.16]
5 ans	33.80 [9.39;52.62]	15.91 [3.46;40.98]	1.23 [.76;20.10]	44.84 [14.66;69.92]	4.21 [.90;14.29]
10 ans	33.79 [9.38;52.80]	15.93 [3.47;40.43]	1.22 [.83;20.37]	44.72 [14.35;69.67]	4.32 [1.02;14.48]
25 ans	33.79 [9.38;52.81]	15.93 [3.47;40.40]	1.22 [.84;20.37]	44.72 [14.29;69.65]	4.32 [1.03;14.82]

D'après le tableau 4, on constate en effet que la part de la variance de l'erreur de prévision du solde financier imputable au choc conjoncturel n'excède jamais 5.4 %. De plus, la réponse de \hat{f}_t à ce choc n'est jamais significativement non nulle. On observe également que les chocs étrangers, et plus particulièrement η_{pm} , jouent un rôle non négligeable dans la variance du solde financier corrigé. Toutefois, il s'avère que \hat{f}_t ne répond pas significativement à ces deux chocs, tableau 8, si l'on excepte l'influence de η_{pm} à court terme. Le solde financier français étant stationnaire, aucun choc ne l'affecte significativement à long terme.

2.4 Les fluctuations des variables étrangères

Les résultats relatifs aux prix des importations et à la demande adressée confirment l'interprétation des chocs η_{pm} et η_{dx} . Les décompositions de variance et les fonctions de réponse aux chocs du prix des importations et de la demande

adressée font ainsi apparaître une assez grande autonomie de ces variables par rapport aux chocs domestiques.

Ainsi que le montre le tableau 5, la variance de l'erreur de prévision du prix des importations est imputable pour plus de 68 % au choc η_{pm} , quel que soit l'horizon considéré. De plus, d'après les résultats reproduits dans le tableau 9 en annexe, la réponse de cette variable au choc sur le prix des importations est significativement différente de zéro. L'effet de ce choc est persistant avec une réponse de long terme s'élevant à 0.8 environ pour un choc d'un point. D'autre part, les résultats relatifs aux effets du choc monétaire tendent à valider le choix des contraintes pour l'identifier : bien que la réponse du prix des importations au choc monétaire domestique ne soit pas significativement différente de zéro, quelque soit l'horizon considéré, il semble que ce choc soit une source non négligeable de variance, transitant probablement par les mouvements du taux de change qu'entraîne l'ajustement des prix.

TABLEAU 5

DÉCOMPOSITION DE LA VARIANCE DE lpm

horizon	η_{pm}	η_{dx}	η_m	η_{fi}	η_y
1 sem.	81.06 [43.89;99.74]	0.00 [-]	18.93 [.26;55.92]	0.00 [-]	0.00 [-]
1 an	81.32 [36.93;96.56]	0.27 [.00;8.21]	14.93 [.46;49.14]	2.67 [.02;11.99]	0.80 [.00;5.63]
2 ans	81.21 [36.50;94.87]	2.21 [0.14;20.43]	11.58 [.71;46.55]	4.58 [.26;17.82]	0.42 [.05;5.11]
5 ans	76.80 [27.59;93.32]	8.07 [.40;39.17]	12.13 [.88;47.68]	2.69 [.42;15.07]	0.29 [.06;3.99]
10 ans	71.58 [20.10;91.66]	13.55 [.05;50.42]	13.01 [.65;47.28]	1.67 [.26;13.83]	0.17 [.04;2.43]
25 ans	68.73 [11.22;91.80]	16.91 [.56;57.54]	13.48 [.33;50.34]	0.79 [.11;16.61]	0.07 [.01;1.23]

La demande étrangère adressée à la France est également une variable assez autonome dans le modèle considéré : la décomposition de la variance de l'erreur de prévision de ldx est dominée par le choc η_{dx} pour tous les horizons de prévision. Ainsi, la variance de la demande adressée est imputable à η_{dx} pour 76 % le premier semestre et 71 % à l'horizon de vingt-cinq ans. De plus, le choc η_{dx} a un effet positif persistant sur cette variable²⁵. Le choc η_{pm} contribue cependant de façon non négligeable à la variance de ldx , et entraîne une augmentation

25. Ces résultats sont reportés dans le tableau 10 en annexe.

instantanée significative de la demande adressée²⁶. Il semble donc que les mouvements de court terme de la demande adressée à la France soient assez sensibles aux modifications de la compétitivité-prix des produits français. Seul le choc η_{dx} a un effet persistant sur la demande adressée, ce qui tend à confirmer l'idée selon laquelle ce choc capterait le côté offre du modèle.

TABLEAU 6
DÉCOMPOSITION DE LA VARIANCE DE ldx

horizon	η_{pm}	η_{dx}	η_m	η_{fi}	η_y
1 sem.	23.84 [1.95;61.19]	76.15 [36.42;98.04]	0.00 [-]	0.00 [-]	0.00 [-]
1 an	12.51 [2.19;49.86]	84.86 [46.23;93.75]	2.45 [.00;12.55]	0.17 [.00;7.04]	0.00 [.00;3.76]
2 ans	21.53 [6.48;54.97]	72.37 [33.87;84.47]	1.62 [.23;9.43]	3.71 [.67;23.18]	0.77 [.10;5.23]
5 ans	26.80 [5.84;64.76]	66.17 [16.88;86.54]	0.76 [.18;6.23]	5.78 [.90;33.51]	0.48 [.17;4.46]
10 ans	25.49 [4.04;66.58]	69.28 [16.00;91.29]	0.45 [.12;4.30]	4.48 [.67;35.16]	0.29 [.09;3.29]
25 ans	24.75 [2.09;68.17]	71.35 [15.56;94.73]	0.20 [.05;2.09]	3.56 [.36;36.08]	0.13 [.04;1.70]

CONCLUSION

L'ensemble des résultats obtenus plaide en faveur d'une explication en termes d'impulsions multiples des fluctuations de l'économie française à court terme. De plus, la prise en compte de chocs étrangers semble nécessaire à la formulation d'une analyse pertinente des mouvements conjoncturels de l'activité économique. Il ressort en effet de cette étude que les impulsions étrangères affectent les mouvements du PIB réel. Il semble, de plus, que les chocs de demande étrangère soient plus influents que les chocs sur les prix étrangers. En France, cette influence de l'extérieur ne caractérise pas uniquement les mouvements conjoncturels. La relation de long terme mise en évidence entre la demande adressée et le PIB en volume traduit apparemment un lien allant de la demande adressée vers le PIB. La demande adressée à la France par ses principaux partenaires est en effet faiblement exogène par rapport aux paramètres de long terme du modèle. Il s'est de plus avéré que le choc de demande adressée, qui affecte le produit réel français dès la première année, est le seul choc qui rend compte des mouvements de long terme de cette variable, ce qui tend à valider l'hypothèse d'*export-led growth*.

26. Voir le tableau 10 en annexe.

Pour ce qui est des impulsions domestiques, les résultats mis en évidence ici révèlent une influence non négligeable des chocs de demande, celle du choc fiscal étant plus importante que celle du choc monétaire.

ANNEXE

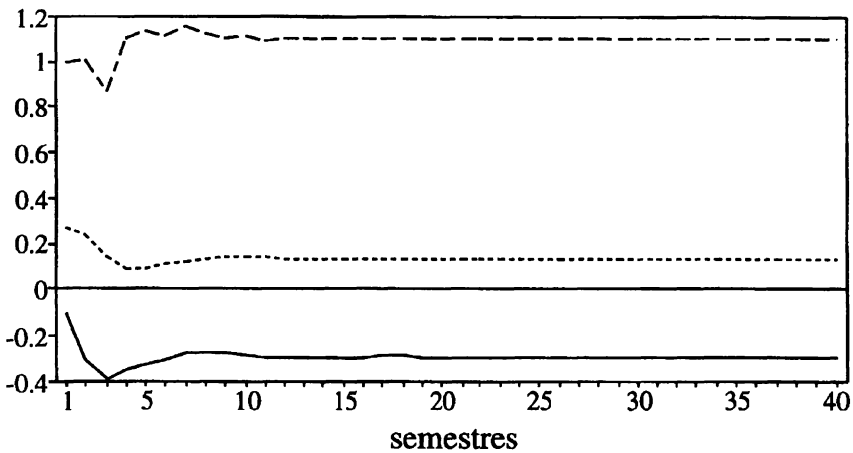
TABEAU 7

RÉPONSES DE *lmsp* ($\times 10^{-2}$)

horizon	η_{pm}	η_{dx}	η_m	η_{fi}	η_y
1 sem.	-.55 [-.66;-.02]	.49 [.04;.69]	.64 [.12;.83]	.37 [-.19;.64]	.00 [-]
1 an	-1.52 [-1.73;-.54]	.44 [-.19;.95]	.64 [.04;1.12]	.54 [-.25;1.15]	-.07 [-.24;.14]
2 ans	-1.77 [-2.32;-.42]	.16 [-.79;.99]	.71 [-.09;1.24]	.73 [-.30;1.55]	.14 [-.28;.45]
5 ans	-1.43 [-2.04;-.30]	.25 [-.66;1.17]	.71 [.02;1.19]	.52 [-.26;1.38]	.00 [-.16;.17]
10 ans	-1.46 [-2.18;-.38]	.24 [-.65;1.26]	.71 [.05;1.21]	.53 [-.26;1.59]	.00 [-.07;.26]

GRAPHIQUE 2

RÉPONSES DE *lmsp*



— choc *pm* - - - - choc *dx* - · - · - · choc *m*

TABLEAU 8
RÉPONSES DE f_i ($\times 10^{-2}$)

horizon	η_{pm}	η_{dx}	η_m	η_{fi}	η_y
1 sem.	.40 [.17;.48]	.08 [-.13;.22]	.00 [-]	.39 [.16;.39]	.00 [-]
1 an	.14 [-.08;.31]	.24 [-.00;.39]	.05 [-.13;.22]	.15 [-.08;.24]	.16 [-.00;.23]
2 ans	-.39 [-.56;-.05]	.17 [-.05;.33]	-.07 [-.23;.16]	.20 [-.01;.32]	.06 [-.08;.16]
5 ans	-.01 [-.16;.12]	.04 [-.09;.16]	-.00 [-.06;.04]	.00 [-.10;.11]	-.02 [-.08;.04]
10 ans	.00 [-.05;.05]	.00 [-.07;.02]	.00 [-.02;.01]	.00 [-.05;.04]	.00 [-.02;.02]

GRAPHIQUE 3

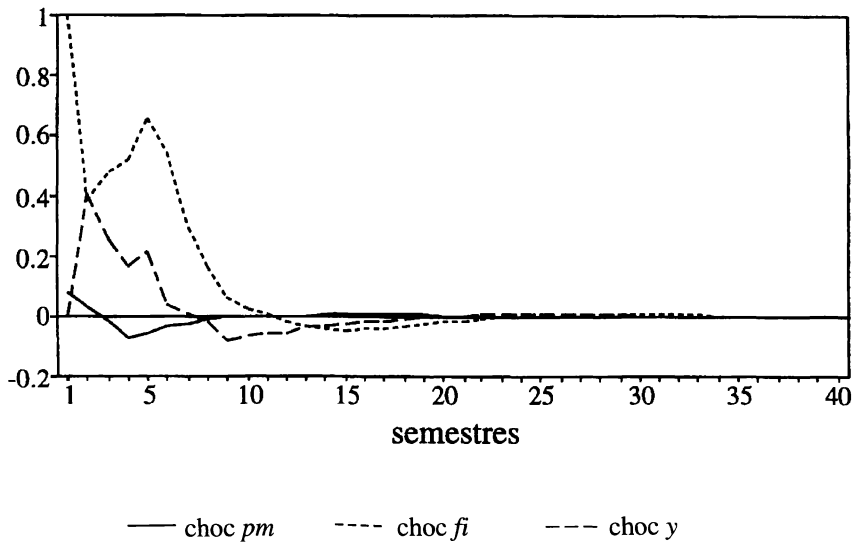
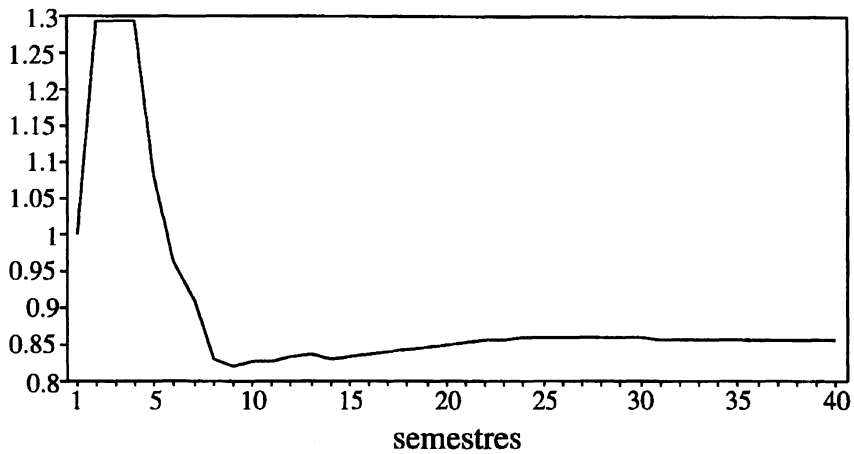
RÉPONSES DE f_i 

TABLEAU 9
RÉPONSES DE *lpm* ($\times 10^{-2}$)

horizon	η_{pm}	η_{dx}	η_m	η_{fi}	η_y
1 sem.	5.03 [2.44;6.05]	.00 [-]	2.43 [-.37;3.06]	.00 [-]	.00 [-]
1 an	6.50 [2.53;8.15]	.47 [-1.22;1.94]	2.55 [-.84;3.91]	-1.49 [-2.67;.13]	-.82 [-1.72;.41]
2 ans	6.51 [1.84;8.57]	1.57 [-1.22;3.44]	2.23 [-1.12;3.71]	-1.47 [-3.19;.54]	-.21 [-1.63;1.22]
5 ans	4.15 [.56;6.68]	2.25 [-1.46;4.56]	1.99 [-.75;3.46]	.34 [-1.23;1.70]	.17 [-.44;.66]
10 ans	4.28 [.83;6.12]	2.36 [-.94;4.59]	1.96 [-1.01;3.31]	.21 [-1.16;1.40]	.00 [.14;.21]

GRAPHIQUE 4

RÉPONSES DE *lpm*

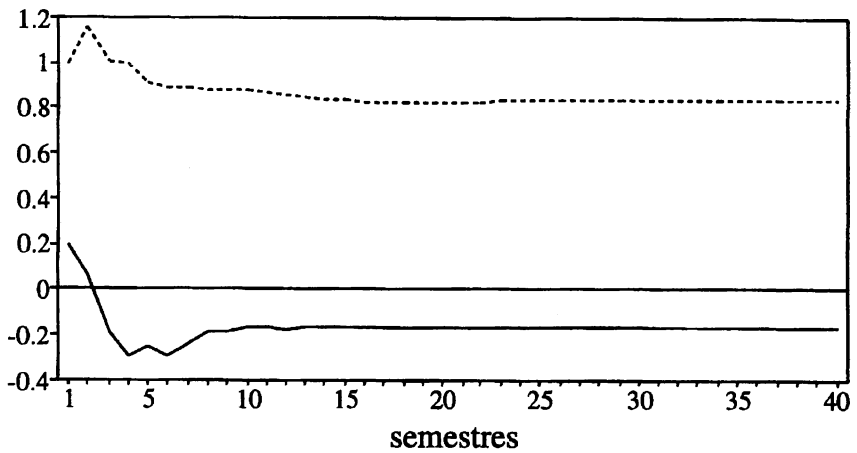


— choc *pm*

TABLEAU 10
RÉPONSES DE ldx ($\times 10^{-2}$)

horizon	η_{pm}	η_{dx}	η_m	η_{fi}	η_y
1 sem.	1.01 [.15;1.72]	1.81 [.94;1.82]	.00 [-]	.00 [-]	.00 [-]
1 an	.32 [-.69;1.27]	2.08 [.87;2.37]	.47 [-.19;.86]	-.12 [-.66;.58]	.01 [-.32;.40]
2 ans	-1.48 [-2.55;.07]	1.80 [.53;2.36]	.26 [-.70;.46]	.69 [-.13;1.36]	.36 [-.20;.80]
5 ans	-.85 [-2.09;.32]	1.58 [.40;2.49]	.01 [-.19;.19]	.33 [-.23;1.04]	-.01 [-.18;.23]
10 ans	-.85 [-1.94;.20]	1.49 [.48;2.40]	.00 [-.09;.05]	.28 [-.10;1.03]	.00 [-.08;.06]

GRAPHIQUE 5

RÉPONSES DE ldx 

— choc pm ---- choc dx

BIBLIOGRAPHIE

ARTUS, P., et M. KAABI (1991), *Quels canaux, quels retards et quels mécanismes dans la transmission domestique et internationale des cycles réels et financiers ?*, Document de travail 15, Caisse des Dépôts et Consignations, Paris.

- BARRO, R., et S. FISCHER (1976), «Recent Developments in Monetary Theory», *Journal of Monetary Economics*, 2:133-167.
- BARRO, R. (1977), «Unanticipated Money Growth and Unemployment in the United States», *American Economic Review*, 67(2):101-115.
- BEC, F., et J.O. HAIRAUT (1993), «Taux d'intérêt, politique monétaire et activité économique en France : un examen empirique», *Économie et Prévision*, 3(109).
- BEC, F., et J.O. HAIRAUT (1993), «Une étude empirique des sources de fluctuations économiques dans le cadre d'un modèle à tendances communes», *Annales d'Économie et de Statistique*, 30:85-120.
- BEC, F. (1992), *Les impulsions conjoncturelles dans l'analyse des fluctuations macroéconomiques*, Thèse pour le Doctorat en Science Économique, Université de Paris I.
- BLANCHARD, O.J., et D. QUAH (1989), «The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances», *American Economic Review*, 79(4):655-673.
- BLANCHARD, O.J. (1990), *Suggestions for a New Set of Fiscal Indicators*, Working Paper 79, OECD, Department of Economics and Statistics.
- BOSCHEN, J., et L. MILLS (1988), «Tests of the Relation between Money and Output in the Real Business Cycle Model», *Journal of Monetary Economics*, 22(3):355-374.
- BRUNNER, K., et A. MELTZER (1988), «The Problem of Inflation», in K. BRUNNER et A. MELTZER (éditeurs) *The Problem of Inflation*, pages 1-16, North-Holland, Amsterdam.
- CAMPBELL, J., et P. PERRON (1991), «Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know about Unit Roots», in O.J. BLANCHARD et S. FISHER (éditeurs), *NBER Macroeconomics Annual 1991*, pages 141-201, Cambridge, MIT Press.
- CHOURAQUI, J., R. HAGEMAN et N. SARTOR (1990), *Indicators of Fiscal Policy: A Reassessment*, Working Paper 78, OECD, Department of Economics and Statistics.
- DUTTON, D. (1978), «The Economics of Inflation and Output Fluctuations in the United States: 1952-1974», in K. BRUNNER et A. MELTZER (éditeurs) *The Problem of Inflation*, pages 203-32, North-Holland, Amsterdam.
- ENGLE, R., et C. GRANGER (1987), «Cointegration and Error Correction Representation, Estimation and Testing», *Econometrica*, 55(2):251-276.
- ENGLE, R., D. HENDRY et J. RICHARD (1983), «Exogeneity», *Econometrica*, 51(2):277-304.

- ENGLUND, P., A. VREDIN et A. WARNE (1991), *Macroeconomic Shocks in Sweden 1925-1986*, Mimeo, Department of Financial Economics, Stockholm School of Economics, Stockholm.
- FOURÇANS, A. (1978), « Inflation and Output Growth: the French Experience, 1960-1975 », in K. BRUNNER et A. MELTZER (éditeurs) *The Problem of Inflation*, pages 81-140, North-Holland, Amsterdam.
- FRATIANNI, M. (1978), « Inflation and Unanticipated Changes in Output in Italy », in K. BRUNNER et A. MELTZER (éditeurs) *The Problem of Inflation*, pages 141-80, North-Holland, Amsterdam.
- JOHANSEN, S., et K. JUSELIOUS (1990), « Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration -with Applications to the Demand for Money », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2):169-210.
- JOHANSEN, S. (1988), « Statistical Analysis of Cointegration Vectors », *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12 :231-254.
- JOHANSEN, S. (1991), « Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models », *Econometrica*, 59(6):1551-1580.
- JOHANSEN, S. (1991), *A Statistical Analysis of Cointegration for I(2) Variables*, Working paper, University of Copenhagen. (À paraître dans *Econometric Theory*.)
- KING, R., et C. PLOSSER (1988), « Nominal Surprises, Real Factors, and Propagation Mechanisms », in W. BARNETT et K. SINGLETON (éditeurs) *New Approaches to Monetary Economics*, Cambridge University Press, Cambridge, 2ème édition.
- KUGLER, P. (1989), *Growth, Exports and Cointegration: An Empirical Investigation*, Working Paper 6, Universität Bern, Bern.
- KUNST, R., et K. NEUSSER (1990), « Cointegration in a Macro-Economic System », *Journal of Applied Econometrics*, 5(4):351-365.
- NELSON, C., et C. PLOSSER (1982), « Trend and Random Walks in Macroeconomic Time Series », *Journal of Monetary Economics*, 10(1):139-162.
- PERRON, P., et J. CAMPBELL (1992), « Racines unitaires en macroéconomie: le cas multidimensionnel », *Annales d'Economie et de Statistique*, 27 :1-50.
- SIMS, C. (1980), « Macroeconomics and Reality », *Econometrica*, 48(1):1-48.