

Dynamique du taux de change et transmission internationale des chocs monétaires et budgétaires : une application à l'euro/dollar

Christophe Blot
LEO – Université d'Orléans
Rue de Blois, BP 6739
45067 Orléans Cedex 2
Christophe.blot@univ-orleans.fr

Résumé : L'objectif de cet article est d'analyser, dans un cadre unifié la réponse des taux de change nominal et réel aux chocs de politique monétaire et budgétaire ainsi que la transmission internationale de ces impulsions. Les fonctions de réponse sont simulées à partir de l'estimation de différents modèles VAR représentant la dynamique de zone euro relativement aux Etats-Unis. Il ressort alors que les chocs de politique monétaire, identifiés à partir des variations des taux monétaires entraînent une appréciation nominale et réelle de la monnaie du pays à l'origine du choc. Par ailleurs, les chocs de politique budgétaire expansionnistes provoquent une dépréciation nominale et réelle, à moyen terme, que le choc soit identifié à partir des soldes budgétaires ou des consommations des administrations publiques. Par contre, il semble difficile de mettre en évidence des effets significatifs des différentes sources de chocs sur l'output gap des deux zones.

1. Introduction

L'objectif de cet article est d'analyser la réponse des taux de change nominal et réel aux chocs de politique monétaire et budgétaire ainsi que la transmission internationale de ces impulsions. Les effets des chocs monétaires sur le taux de change ont longuement été analysés¹, en particulier sur données américaines. Il semble généralement qu'un choc monétaire restrictif entraîne une appréciation du dollar. La persistance de l'effet est cependant incertaine puisque Eichenbaum et Evans (1995) montrent que l'appréciation, à la suite d'un choc restrictif, dure entre deux et trois ans alors que Koray et McMillin (1999) trouvent une période beaucoup plus courte, de l'ordre de six à sept mois. La transmission internationale des chocs de politique monétaire américaine est plus nuancée. Les hausses des taux des fonds fédéraux sont sans effet pour Koray et McMillin (1999) alors que Kim (1999) semble trouver que les chocs monétaires expansionnistes ont des effets favorables sur l'activité des autres membres de G7. La réponse aux chocs budgétaires est cependant moins étudiée. Garcia et Verdelhan (2001) s'intéressent aux chocs monétaires et budgétaires de la zone euro mais en économie fermée. Clarida et Prendergast (1999), en économie ouverte, montrent que les innovations budgétaires mesurées par une augmentation du déficit budgétaire structurel entraînent une appréciation de la monnaie du pays à l'origine du choc. Cet effet dure entre trois et quatre années puis est inversé par la suite.

L'identification des chocs nécessite de poser un certain nombre restrictions sur la réponse des différentes variables du VAR. On distingue principalement, les contraintes de court terme qui visent à limiter la réponse instantanée des variables. Les chocs monétaires n'ont alors, par construction aucun effet au moment de l'impact sur les variables d'activité ou de prix. Par contre, la réponse du taux de change n'est généralement pas contrainte. A la suite de Blanchard et Quah (1989), il est possible de contraindre la réponse à long terme de certaines variables. Clarida et Gali (1994) adoptent ce type de restriction afin de forcer l'absence de réponse à long terme du taux de change réel aux chocs monétaires. Par contre, les chocs de demande et d'offre peuvent avoir des effets permanents. Dans la continuité de Eichenbaum et Evans (1995) ou Clarida et Prendergast (1999), notre approche favorise cependant les contraintes de court terme qui reposent de fait sur des *a priori* théoriques moins

¹ Voir notamment Eichenbaum et Evans (1995), Grilli et Roubini (1996), Koray et McMillin (1999) et Kim et Roubini (2000).

contraignants. L'étude est appliquée à la zone euro et au taux de change dollar / euro et permet d'analyser simultanément la réponse aux chocs de politique budgétaire et monétaire.

Nous montrons alors que les chocs de politique monétaire entraînent une appréciation de l'euro lorsque l'écart entre le taux monétaire de la zone euro et le taux des fonds fédéraux s'accroît. Les impulsions budgétaires mesurées par une augmentation relative des dépenses publiques européennes provoquent une dépréciation de l'euro à moyen terme. Les effets sur l'*output gap* relatif semblent relativement plus difficiles à mettre en évidence même si l'*output gap* de la zone euro semble être tout de même plus sensible aux chocs.

La deuxième section revient sur les principaux mécanismes de transmission des chocs mis en évidence par la Nouvelle macroéconomie ouverte. Puis, nous revenons rapidement sur la méthode d'identification des chocs. La section quatre permet de mettre en évidence les principaux résultats obtenus et la cinquième section dresse une rapide conclusion.

2. Transmission internationale des chocs monétaires et budgétaires et détermination du taux de change : quelques éléments théoriques

L'analyse théorique de la réponse des variables de change et d'activité aux impulsions monétaires et budgétaires fait ressortir de nombreux effets, parfois contradictoires, si bien qu'il est difficile d'avoir un *a priori* clair et définitif sur les réponses des taux de change réel et nominal ainsi que sur la transmission internationale des chocs. Ceci justifie alors par la suite l'adoption du cadre empirique le moins contraignant possible.

L'approche macroéconomique traditionnelle, telle qu'elle a pu être développée par Mundell (1963), Fleming (1962) ou Dornbusch (1976), établit qu'un choc monétaire restrictif entraîne une appréciation nominale et réelle de la monnaie et se transmet négativement à l'économie étrangère qui bénéficie d'une amélioration de sa compétitivité. Les chocs budgétaires expansionnistes entraînent également une appréciation; les effets sur l'économie étrangère sont incertains et dépendent de l'évolution du taux d'intérêt mondial.

A la suite des travaux d'Obstfeld et Rogoff (1995), les canaux de transmission des différents chocs, dans le cadre de modèles à deux pays, ont été réexaminés et les conclusions

partiellement modifiées. Ce cadre de référence a, par ailleurs, fait l'objet de nombreux approfondissements et Lane (2001a) montre que les conclusions sont fortement sensibles aux différentes hypothèses adoptées.

Ce programme de recherche intègre l'hypothèse de rigidités nominales et de concurrence monopolistique dans un cadre d'optimisation intertemporelle. Obstfeld et Rogoff (1995) montrent alors qu'une augmentation de l'offre de monnaie entraîne une dépréciation nominale. Toutefois, le taux de change s'ajuste instantanément à sa nouvelle valeur d'équilibre contrairement à la thèse du surajustement développée par Dornbusch (1976). De fait, il n'y a aucune variation du taux de change réel dans la mesure où ils supposent que la loi du prix unique et la parité des pouvoirs d'achat sont vérifiées. La dépréciation accroît la demande adressée aux producteurs domestiques (effet de détournement) et donc la production nationale à court terme. La transmission internationale du choc est cependant incertaine puisque plusieurs effets sont mis en évidence. D'une part, les producteurs étrangers subissent une dégradation de leur compétitivité ce qui contribue à réduire leur production. D'autre part, la baisse du taux d'intérêt accroît la consommation mondiale ce qui incite l'ensemble des producteurs à produire une quantité plus élevée. Par conséquent, s'il est assuré que la production domestique s'accroît par rapport à la production étrangère, il est moins évident d'évaluer le sens de la transmission. Par ailleurs, Obstfeld et Rogoff (1995) mettent en évidence l'existence d'un effet de richesse lié à l'apparition d'un excédent du compte courant domestique. Cet effet implique que les chocs ont des effets qui persistent au delà de la période de rigidités nominales. Cette conclusion justifie la démarche adoptée sur l'absence de contrainte long terme pour la réponse des différentes variables des modèles. Corsetti et Pesenti (2001) nuancent ces conclusions et montrent que la transmission internationale du choc dépend du degré de substituabilité entre les biens domestiques et étrangers. Ils remettent également en cause les effets de richesse et retrouvent alors la propriété de neutralité à long terme de la politique monétaire.

Betts et Devereux (2000) modifient partiellement le cadre développé par Obstfeld et Rogoff (1995) en intégrant deux hypothèses supplémentaires. Ils supposent d'une part que les producteurs sont en mesure de discriminer entre les différents marchés sur lesquels leurs biens sont vendus (hypothèse de *pricing-to-market*, PTM par la suite). Cette hypothèse est d'autre part complétée par l'idée selon laquelle certains prix sont libellés dans la monnaie de l'acheteur (*local-currency-pricing*, LCP par la suite). Comme les prix sont supposés rigides à

court terme, une dépréciation de la monnaie domestique n'implique pas nécessairement une augmentation du prix relatif des biens étrangers. Ces deux hypothèses (PTM-LCP) permettent alors de s'affranchir de la loi du prix unique et par conséquent de la relation de PPA. Les chocs monétaires entraînent alors une plus forte volatilité du taux de change. En effet, celle-ci doit être d'autant plus forte que la transmission des variations de change sur le prix des biens importés n'est pas intégrale. Ainsi, le taux de change nominal peut, sous certaines conditions, surajuster sa valeur de long terme. Par ailleurs, comme l'hypothèse PTM-LCP implique que la transmission des variations du taux de change nominal au prix relatif des biens n'est pas intégrale, la dépréciation de la monnaie domestique n'exerce plus systématiquement d'effet de détournement de la demande au profit des producteurs domestiques. La baisse du taux d'intérêt domestique, consécutive à l'augmentation de l'offre de monnaie, accroît la consommation domestique et donc la demande adressée à l'ensemble des producteurs. Plus le degré de *pricing-to-market* est élevé, moins l'effet de détournement de la demande est important et plus la probabilité de transmission positive d'un choc monétaire expansionniste est élevée. Finalement, lorsque tous les producteurs sont en mesure de procéder à une telle discrimination, la balance courante n'est pas modifiée par les variations du change ce qui tend donc à réduire la possibilité d'effets de richesse. Les hypothèses PTM-LCP ne sont toutefois pas essentielles au surajustement du taux de change et à la variabilité du taux de change réel puisque Obstfeld et Rogoff (1999) montrent qu'il est possible d'obtenir un résultat similaire en intégrant un secteur des biens non échangeables.

L'analyse des chocs de politique budgétaire, dans le modèle d'Obstfeld et Rogoff (1995) révèle qu'une hausse des dépenses publiques diminue le revenu permanent des agents domestiques et donc, toute chose égale par ailleurs leur consommation. De fait, la demande d'encaisses réelles est plus faible et l'équilibre sur le marché de la monnaie est restauré via une hausse de l'indice des prix à la consommation et une dépréciation de la monnaie domestique. La transmission internationale du choc est à nouveau incertaine. En effet, si les producteurs étrangers bénéficient de la hausse de la demande publique, l'appréciation de leur monnaie détourne une partie de la demande au profit des producteurs domestiques. A nouveau, la production domestique s'accroît par rapport à la production étrangère, mais l'évolution précise de la production étrangère est incertaine. Pour Corsetti et Pesenti (2001), l'incertitude quant à l'effet du choc sur l'économie étrangère est identique. Ils montrent cependant que le taux de change nominal n'est pas modifié par les chocs de demande

publique même si on observe une amélioration des termes de l'échange domestique ; implicitement, l'ajustement est réalisé par des variations du prix des biens.

Betts et Devereux (2001) montrent que l'hypothèse de *pricing-to-market* n'est pas fondamentale pour l'analyse des chocs budgétaires. On retrouve alors une forte similitude avec les canaux de transmission mis en avant par Obstfeld et Rogoff (1995). La baisse relative de la consommation domestique entraîne une dépréciation nominale nécessaire à l'ajustement sur le marché de la monnaie. Cette dépréciation est, de plus, réelle chez Betts et Devereux (2001). Les effets sur la production sont incertains dans la mesure où ils dépendent de l'évolution relative des consommations publiques et privées mondiales.

En résumé, Obstfeld et Rogoff (1995) montrent que les chocs de politique monétaire et budgétaire expansionnistes entraînent, au moins à court terme, une augmentation relative de la production du pays à l'origine du choc. Ces mêmes chocs peuvent de plus avoir des effets à long terme du fait de l'existence d'effets de richesse. Cependant, l'hypothèse de parité des pouvoirs d'achat contraint les ajustements du taux de change réel et ne permet pas de rendre compte de la volatilité excessive du taux de change. Corsetti et Pesenti (2001) nuancent ces résultats principalement par la remise en cause des effets de richesse. Ils montrent par ailleurs que les chocs budgétaires n'ont aucun effet sur le taux de change nominal. Finalement, l'intégration des hypothèses PTM-LCP accroît la corrélation des productions domestique et étrangère. Betts et Devereux (2000) retrouvent les conclusions de Dornbusch (1976) sur le surajustement du taux de change aux chocs monétaires.

3. Méthode d'identification des chocs

Dans la mesure où les politiques monétaires et budgétaires réagissent à des événements extérieurs, l'analyse des effets des politiques monétaires et budgétaires nécessite l'identification de chocs pouvant être interprétés comme exogènes. La simple évolution de l'instrument de politique économique ne permet donc pas de conclure à une décision délibérée de la part des autorités monétaires ou budgétaires. Si l'on suppose par exemple, que la Banque centrale utilise le taux d'intérêt comme instrument, il faut être en mesure de distinguer entre les évolutions qui sont le fait d'un choix exogène d'augmenter ou de réduire ce taux d'intérêt de celles qui résultent d'une réaction des autorités monétaires à un événement extérieur tel

qu'une augmentation de l'inflation anticipée. Ce problème d'identification des chocs de politique monétaire, longuement analysé dans la littérature (voir Christiano, Eichenbaum et Evans, 1999), se pose exactement dans les mêmes termes pour les chocs budgétaires. Ainsi, l'objectif est de mettre en évidence les effets d'une décision exogène, caractérisant une décision de la Banque Centrale ou du gouvernement, qui ne résulte pas de la réaction à l'évolution d'une autre variable.

Supposons que l'on s'intéresse au modèle structurel décrit par l'évolution d'un vecteur de n variables, $X_t = [x_{1,t} \ x_{2,t} \ \dots \ x_{n,t}]'$. Les différentes variables évoluent en fonction d'un vecteur d'innovations ($n \times 1$) mutuellement indépendantes $e_t = [e_{1,t} \ \dots \ e_{n,t}]'$ où les $e_{i,t}$ sont indépendants et identiquement distribués. L'évolution de ces n variables peut être décrite par le processus moyenne mobile² suivant :

$$(1a) \quad X_t = B_0 e_t + B_1 e_{t-1} + \dots + B_j e_{t-j} + \dots$$

$$(1b) \quad \Leftrightarrow X_t = B(L) e_t$$

où $B(L)$ est le polynôme des décalages composé de matrices ($n \times n$). On a $E(e_t) = 0$ et $E(e_t e_t')$ = Σ_e et, on suppose que les variances des innovations sont normalisées de telle sorte que $\Sigma_e = I_n$.

Le modèle décrit par les équations (1.1a et b) ne peut être estimé directement mais, on peut déterminer les paramètres qui caractérisent le modèle structurel à partir de l'estimation d'un VAR sous forme réduite. Soit en considérant l'écriture moyenne mobile :

$$(2) \quad \begin{aligned} X_t &= C(L) e_t \\ \Leftrightarrow X_t &= C_0 e_t + C_1 L e_t + \dots + C_j L^j e_t + \dots \end{aligned}$$

où $C_0 = I_n$ et où $e_t = [e_{1,t} \ \dots \ e_{n,t}]'$ est le vecteur des résidus tel que $E(e_t) = 0$ et $E(e_t e_t') = \Omega$ avec Ω la matrice des variances – covariances.

² Il est préférable de s'intéresser directement à l'écriture moyenne mobile du modèle car, c'est à partir de celle-ci que sont déterminées les fonctions de réponses ainsi que la décomposition de la variance.

Par identification, on montre, en comparant les équations (1.1a) et (1.2), que :

$$(3) \quad B_0 e_t = e_t$$

$$(4) \quad B_j = C_j B_0 \quad \forall j$$

La matrice B_0 permet de traduire l'idée selon laquelle les erreurs de prévision de chaque variable du modèle VAR estimé sont des combinaisons linéaires des différentes innovations structurelles. Afin d'identifier l'ensemble des paramètres du modèle structurel, on montre qu'il est nécessaire de poser $\frac{n(n-1)}{2}$ restrictions sur la matrice B_0 .

En pratique, il existe plusieurs méthodes permettant d'effectuer cette identification. La plus simple consiste à imposer une structure réursive au modèle de telle sorte que la matrice B_0 soit triangulaire inférieure³. Ainsi, si l'on note $Y_t = [X_{1,t}, Z_t, X_{2,t}]'$ un vecteur de variables où Z_t représente les instruments de politique économique, $X_{1,t}$ et $X_{2,t}$ sont deux vecteurs de variables économiques et financières. La structure réursive implique alors que le vecteur $X_{1,t}$ contient l'ensemble des variables qui font partie de la fonction de réactions des autorités monétaires et budgétaires. Et donc, $X_{2,t}$ est un vecteur regroupant l'ensemble des variables dont les valeurs contemporaines ne sont pas prises en compte pour la fixation des instruments de politique économique et qui peuvent réagir instantanément aux chocs de politique économique. Toutefois, ce type de décomposition repose sur une identification mécanique où l'ordre dans lequel sont placées les différentes variables est essentiel. Il est alors possible d'envisager une méthode de décomposition alternative qui repose sur des *a priori* théoriques différents qui ne peuvent être modélisés à partir d'une décomposition de Choleski. On peut par exemple supposer que certaines variables appartenant au vecteur $X_{2,t}$ soient à la fois intégrées dans la fonction de réaction et autorisées à réagir instantanément au choc de politique économique.

³ Cette méthode d'identification correspond à la décomposition de Choleski de la matrice des variances / covariances des erreurs de prévisions.

4. Analyse des fonctions de réponse aux chocs budgétaires et monétaires

4.1. Les données

L'étude est réalisée à partir d'un ensemble de modèles VAR où les différentes variables sont généralement définies comme des écarts entre la zone euro et les Etats-Unis. De fait, cela nécessite de disposer de séries agrégées caractérisant l'évolution macroéconomique de la zone euro. Fagan, Henry et Mestre (2001) ont construit une base de données trimestrielles pour la zone euro. Ainsi, la plupart des données relatives à la zone euro utilisées dans cette étude sont issues de leur base de données⁴. Les données sont disponibles sur la période 1970Q1-1998Q4, mais les modèles VAR sont estimés sur une période plus courte débutant en 1979. En effet, nous sommes conscients des nombreuses limites liées à l'estimation d'un modèle pour la zone euro sur une période précédant la mise en place de la monnaie unique et, celles-ci nous sembleraient d'autant plus importantes si l'estimation recouvrait la période précédant la mise en place du Système monétaire européen. Finalement, les autres séries proviennent de la base de données Datastream et sont fournies par différentes sources. Les différentes variables intégrées dans les VAR sont l'*output gap* relatif, le différentiel d'inflation, l'écart de taux d'intérêt à court terme, un indicateur de politique budgétaire, les taux de change réel et nominal ainsi que le compte courant de la zone euro.

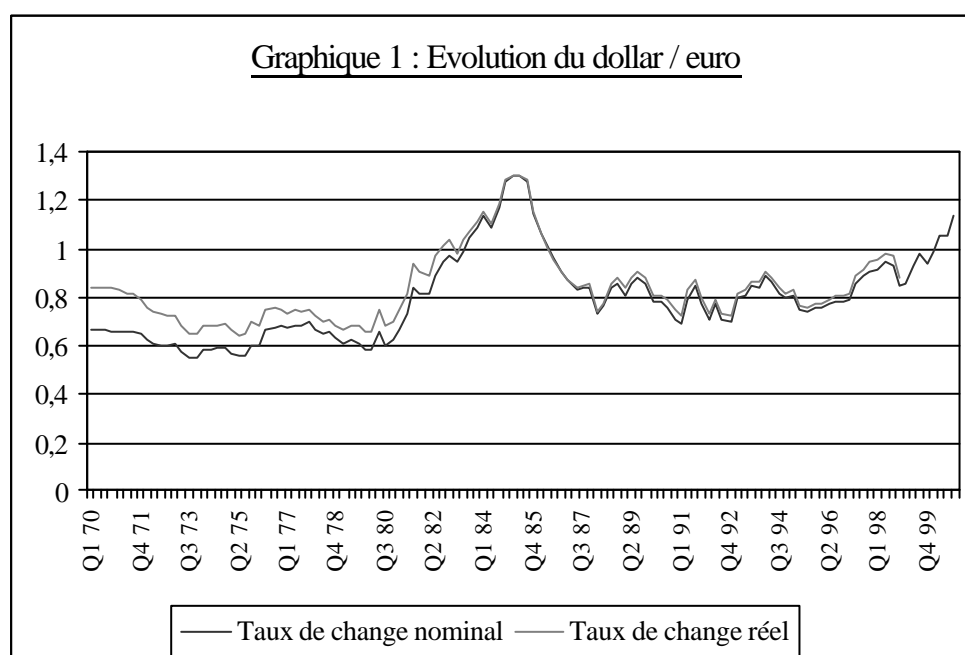
L'*output gap* relatif, calculé entre la zone euro et les Etats-Unis, est déterminé à partir de la méthode du filtre Hodrick-Prescott⁵. La série des écarts d'inflation est déterminée à partir des taux d'inflation calculés en glissement annuel, soit : $p(t) = 100(LnIPC(t) - LnIPC(t-4)) \forall t$ avec *IPC*, l'indice des prix à la consommation. Deux séries d'écart de taux d'intérêt ont été calculées. La première représente la différence entre le taux à court terme de la zone euro et le taux des fonds fédéraux américains. Ensuite, nous avons également calculé un écart de taux en substituant le taux d'intérêt de la zone euro par le taux des fonds fédéraux de la *Bundesbank*. En effet, il peut être intéressant de voir si le

⁴ Voir l'annexe 2 (page 52) de l'article de Fagan, Henry et Mestre (2001) pour plus de détails sur la construction de ces données.

⁵ Chaque *output gap* a été calculé sur la série prise en logarithme et à partir du plus large échantillon possible, soit 1970Q1-1998Q4 pour la zone euro et 1970Q1-2000Q4 pour les Etats-Unis. Ceci accroît la qualité de l'ajustement et permet de diminuer les problèmes d'estimation du trend en queue de distribution. Par ailleurs, le paramètre de lissage a été fixé à une valeur de 400.

taux d'intérêt de court terme allemand constitue un meilleur indicateur de la politique monétaire européenne que celui de la zone euro. Pour la politique budgétaire, deux instruments alternatifs sont utilisés. Le premier représente la différence des logarithmes des consommations publiques rapportées au PIB. Le deuxième indicateur de politique budgétaire est constitué par la différence des soldes publics courants⁶ également rapportés au PIB.

Finalement, la base de données Datastream fournit une mesure synthétique du taux de change dollar/euro calculée rétrospectivement. L'euro est alors coté à l'incertain de telle sorte qu'une augmentation du taux de change traduit une dépréciation de l'euro. Pour le calcul du taux de change réel, nous avons utilisé les séries d'indice de prix à la consommation calculé par Fagan, Henry et Mestre (2001) pour la zone euro et fournies par le FMI pour les Etats-Unis. Ces différentes séries de taux de change sont considérées en logarithme. L'évolution de ces deux taux de change est retracée sur le graphique 1. Finalement, afin d'évaluer les effets des différents chocs sur le compte courant, nous n'avons retenu que le solde des transactions courantes de la zone euro rapporté au PIB.



Le nombre de décalages appliqué à chaque modèle est déterminé à partir d'un test de rapport de vraisemblance et en s'assurant de l'absence d'autocorrélation et de la stationnarité des résidus. Ces différentes procédures nous amènent généralement à sélectionner un nombre

⁶ Comme cette dernière série, contrairement à l'ensemble des autres données, n'était pas préalablement ajustée des variations saisonnières, nous l'avons nous-mêmes ajustée.

de retard égal à huit. Les fonctions de réponse sont encadrées par un intervalle de confiance à 90% simulé selon la méthode de Monte Carlo.

42. Dynamique du taux de change et transmission internationale des chocs

Le modèle de base est construit à partir du vecteur suivant : $X_t = [OG_t, Inf_t, Txct_t, GY_t, TCN_t]'$ où OG représente l'*output gap* relatif. Inf décrit l'écart d'inflation, $Txct$ l'écart entre le taux de court terme de la zone euro et le taux des fonds fédéraux de la *Federal Reserve Bank*. GY représente l'écart entre les consommations publiques et TCN est le taux de change nominal dollar/euro. Étant donné l'ordre dans lequel les variables sont placées, les restrictions identifiées sont les suivantes : l'*output gap* ne réagit aux diverses sources de chocs qu'avec une période de retard. L'écart d'inflation ne réagit de façon instantanée qu'aux chocs qui affectent l'*output gap*. L'écart de taux n'est pas sensible aux fluctuations contemporaines des politiques budgétaires et du taux de change. Dit autrement, les autorités monétaires n'intègrent, dans leur fonction de réaction, que les innovations contemporaines sur l'*output gap* relatif et l'écart d'inflation. La politique budgétaire réagit aux mêmes variables et intègrent également l'écart de taux dans sa fonction de réaction. Finalement, le taux de change nominal est sensible à l'ensemble des « news ». Cet ensemble de restriction peut être résumé par la forme matricielle suivante :

$$(5) \quad e_t = B_0 e_t \Leftrightarrow \begin{pmatrix} e_{OG} \\ e_{Inf} \\ e_{Txct} \\ e_{GY} \\ e_{TCN} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ b_{31} & b_{32} & 1 & 0 & 0 \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & 1 & 0 \\ b_{51} & b_{52} & b_{53} & b_{54} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e_{OG} \\ e_{Inf} \\ e_{Txct} \\ e_{GY} \\ e_{TCN} \end{pmatrix}$$

Les différentes fonctions de réponse sont reproduites sur le graphique 2 en annexe. Elles font apparaître qu'un choc sur l'*output gap* relatif entraîne une hausse de l'écart de taux et de l'écart d'inflation. Ces augmentations sont significatives sur des horizons respectifs de sept et trois trimestres. La réponse de l'écart de taux au choc relatif sur l'inflation de la zone euro est surprenante puisqu'il semble que le taux de la zone euro baisse, en termes relatifs, lorsque l'inflation s'accroît. Toutefois cette diminution ne semble pas significative. La réponse de l'écart de taux est d'autant plus surprenante que lorsqu'un choc de change est

simulé, la dépréciation de l'euro entraîne, via un effet d'inflation importée, une hausse du différentiel d'inflation significative pendant six trimestres et un accroissement du taux d'intérêt à court terme de la zone euro (en termes relatifs) au cours des deux trois premiers trimestres. Les autorités monétaires semblent de fait réagir au choc qui peut créer de l'inflation anticipée mais ne elles ne seraient pas sensibles aux chocs non anticipés d'inflation.

Les effets des chocs de politique monétaire et budgétaire identifiés par les innovations sur l'écart de taux et sur les consommations publiques n'ont aucun effet significatif sur l'*output gap* relatif quel que soit l'horizon considéré. Par contre, l'augmentation des taux entraîne bien une baisse du différentiel d'inflation. On ne retrouve donc pas l'énigme des prix si souvent mise en évidence (voir Sims, 1992). Ceci tient peut être au fait que notre approche intègre le taux d'inflation plutôt que le niveau général des prix. Finalement, on observe qu'une politique monétaire relativement restrictive dans la zone euro entraîne une appréciation de l'euro. Cette appréciation semble durable et illustre l'énigme du rendement excessif mise en évidence par Eichenbaum et Evans (1995). Ici l'augmentation maximale du taux de change n'intervient qu'après plus de deux années. Ce résultat remet en cause le phénomène de surajustement à la Dornbusch (1976) et constitue une énigme pour l'ensemble des modèles de détermination du taux de change. De plus, il est possible de montrer que la réponse du taux de change réel est strictement identique à celle du taux de change nominal (voir graphique 3 en annexe). En effet, en substituant le taux de change réel au taux nominal dans la configuration décrite par l'équation (5), on observe également une appréciation réelle durable de l'euro consécutive au choc monétaire. L'effet atteint un pic après plus de dix trimestres. Ceci illustre l'absence de validité de la parité des pouvoirs d'achat et montre la nécessité de construire des modèles dans lesquels on s'affranchit de cette hypothèse. Le cadre original développé par Obstfeld et Rogoff (1995b) ne permet pas, de fait, de rendre compte de ces fluctuations du taux de change réel. Pour autant, l'approche développée par Betts et Devereux (2000) n'apporte pas une alternative totalement satisfaisante puisqu'ils mettent en évidence l'existence de déviations temporaires par rapport à loi du prix unique. Or, ici, force est de constater que ces déviations sont fortement persistantes.

La similitude des réponses des taux de change réel et nominal se retrouve également lorsque l'on analyse les effets des chocs budgétaires. On constate qu'un accroissement relatif des dépenses de consommation publiques européennes entraîne une dépréciation de l'euro. Ce résultat est à première vue contre intuitif mais peut trouver, comme nous l'avons souligné,

une explication à partir de l'approche développée par la Nouvelle macroéconomie ouverte. La décomposition de la variance des taux de change réel et nominal (voir tableau 1) montre que les contributions des chocs monétaires et budgétaires sont assez proches. Si les chocs idiosyncratiques jouent un rôle prépondérant à court terme, la contribution des chocs monétaires et budgétaires s'accroît avec l'horizon dans des proportions identiques pour les deux taux de change.

Tableau 1 : Décomposition des variances des taux de change réel et nominal

<i>Horizon</i>	<i>Output Gap</i>	<i>Inflation</i>	<i>Taux monétaire</i>	<i>Consommations publiques</i>	<i>Taux de change nominal</i>
4	3.80	17.10	13.00	2.82	63.68
8	2.75	14.73	24.04	9.96	48.52
12	10.10	16.01	27.70	12.38	33.81
16	8.08	19.04	32.91	15.95	24.02
20	13.84	18.73	30.02	18.45	18.96
<i>Horizon</i>	<i>Output Gap</i>	<i>Inflation</i>	<i>Taux monétaire</i>	<i>Consommations publiques</i>	<i>Taux de change nominal</i>
4	5.09	12.39	14.16	2.70	65.67
8	3.58	9.67	26.53	10.68	49.54
12	9.46	10.41	31.83	13.45	34.85
16	7.51	13.76	37.46	17.38	23.90
20	13.67	14.12	33.96	19.95	18.30

L'inversion des variables budgétaire et monétaire dans l'ordre du VAR ne permet pas non plus de modifier la nature des résultats mis en évidence précédemment. Ceci tend à montrer que l'ordre des différentes variables dans le VAR est peu important. Que la politique budgétaire réagisse aux décisions de politique monétaire ou que ce soit l'inverse, on observe toujours la même réponse du taux de change. La décomposition de la variance du taux de change nominal illustre également ce point (voir tableau 2). La contribution des chocs sur l'output gap l'inflation et le taux de change nominal est pratiquement identique comparativement aux résultats mis en évidence dans la partie supérieure du tableau 1. Les parts relatives des chocs de politiques monétaire et budgétaire restent semblables même si l'on peut noter un accroissement relatif de l'importance des chocs budgétaires.

Ces résultats sont-ils sensibles au choix des instruments de politique monétaire et budgétaire ? Lorsque, le taux d'intérêt de la zone euro est remplacé par le taux d'intérêt à court terme de la *Bundesbank* dans la configuration initiale, les réponses des différentes variables au choc restrictif relatif de politique monétaire ne sont pas modifiées (voir graphique

4 en annexe 2). Ainsi l'écart de taux augmente significativement pendant dix trimestres après une augmentation relative de l'*output gap* de la zone euro. On retrouve les résultats mis en évidence précédemment, à savoir qu'une hausse relative de l'inflation entraîne une réduction de l'écart de taux même si celle-ci ne semble pas vraiment significative, tandis qu'une dépréciation de l'euro amène les autorités monétaires allemandes à augmenter en termes relatifs leur taux. Le choc de politique monétaire restrictif a également des effets identiques sur l'inflation et le change. Toutefois, on peut noter que la significativité de l'appréciation de l'euro semble moins marquée par rapport au cas où on a inclus le taux d'intérêt agrégé de la zone euro. Inversement, même si le choc de politique budgétaire est toujours identifié de la même façon, on remarque que la dépréciation consécutive au choc expansionniste semble plus significative.

Tableau 2 : Décomposition de la variance du taux de change nominal avec inversion des variables monétaire et budgétaire

<i>Horizon</i>	<i>Output Gap</i>	<i>Inflation</i>	<i>Consommations publiques</i>	<i>Taux monétaire</i>	<i>Taux de change nominal</i>
4	3.80	17.10	2.76	13.06	63.68
8	2.74	14.73	12.99	21.01	48.53
12	10.10	16.01	16.67	23.41	33.81
16	8.08	19.04	21.64	27.22	24.02
20	13.84	18.73	24.21	24.26	18.96

Nous comparons également les performances du modèle de base où le choc de politique budgétaire est identifié à partir des innovations sur les consommations publiques avec un modèle où l'instrument est le solde budgétaire courant. Le vecteur X_t est dans ce cas : $X_t = [OG_t, Inf_t, Txc_t, SoldeY_t, TCN_t]'$. A la différence du modèle de base, un choc positif traduit ici une politique budgétaire restrictive. Dans la mesure où l'indicateur de politique budgétaire est ici placé en avant-dernière position, cela implique que les autorités budgétaires ont une fonction de réaction implicite qui intègre l'*output gap*, l'inflation et le taux d'intérêt de court terme fixé par les autorités monétaires. Par conséquent, le choc ainsi simulé a déjà pris en compte les réactions de la politique budgétaire aux fluctuations cycliques. De cette façon, nous simulons implicitement un choc de déficit structurel c'est-à-dire corrigé des fluctuations de l'activité. Bruno (2000), à partir d'une formulation VAR qui intègre des contraintes de long terme, utilise cette méthode pour estimer les soldes budgétaires structurels de différents pays européens. A partir du graphique 5, il ressort qu'un choc sur la

croissance relative de la zone euro entraîne une amélioration très légèrement significative du solde budgétaire à court terme. Cet élément traduit simplement le mécanisme habituel selon lequel la croissance permet d'accroître les recettes fiscales du gouvernement. Le choc sur le taux d'inflation relatif a un effet totalement symétrique et est à l'origine d'une augmentation du déficit. Ensuite, un choc restrictif de politique budgétaire (soit une hausse relative du solde) entraîne une appréciation de l'euro qui devient significative après quinze trimestres. Ce résultat est donc qualitativement identique à celui mis en évidence lorsque le choc de politique budgétaire était identifié par les innovations sur les dépenses de consommation. Les réponses de l'output gap relatif et du différentiel d'inflation sont très proches. On observe une diminution de la croissance et de l'inflation pendant un peu plus de deux années puis une amélioration. Toutefois, la baisse de l'inflation relative apparaît nettement plus significative. Dans l'ensemble, les conclusions que l'on peut tirer à partir des deux indicateurs de politique budgétaire sont qualitativement identiques mais la qualité de l'ajustement semble meilleure, notamment au regard de la réponse du taux de change, lorsqu'on utilise l'écart des consommations publiques.

Les différents modèles analysés jusqu'ici ne permettent pas de faire ressortir d'effets significatifs des chocs monétaires et budgétaires sur l'*output gap*. Il est toutefois possible que certains effets puissent être mis en évidence lorsque l'on analyse séparément les *output gaps* de chaque zone économique. Le modèle de base est modifié afin d'intégrer les variables suivantes $X_t = [OGZE_t, OGUS_t, Txct_t, GY_t, TCN_t]'$. Le différentiel d'inflation a été supprimé pour d'éviter d'estimer un VAR avec un nombre trop élevé de variables. En effet, étant donné le nombre de retards inclus, le nombre de degrés de liberté diminue rapidement lorsque le nombre de variables augmente. Les fonctions de réponse sont données en annexe (graphique 6). Il ressort que les réponses de l'*output gap* des deux zones sont *a priori* contre intuitives. En effet, lorsque le différentiel de taux d'intérêt de court entre la zone euro et les Etats-Unis s'accroît, ceci entraîne une amélioration de l'*output gap* dans les deux régions. Cette hausse est significative lors de la deuxième année consécutive au choc pour la zone euro mais n'apparaît globalement pas significative pour les Etats-Unis. A l'inverse, une expansion budgétaire relative au sein de la zone euro semble produire une baisse de la croissance. Celle-ci est significative aux Etats-Unis au cours du cinquième trimestre et entre les troisième et quatrième trimestres pour la zone euro. En fait, ces résultats semblent indiquer que les chocs ainsi identifiés traduisent plutôt des décisions de politique économique américaine

qu'europpéenne. L'augmentation relative du taux d'intérêt traduirait une baisse du taux monétaire aux Etats-Unis et il semble que ce soit cet aspect qui explique l'évolution de l'*output gap* de la zone euro. De la même façon, l'expansion budgétaire relative devrait plutôt être interprétée comme une baisse des dépenses de consommations publiques Outre-Atlantique expliquant alors la diminution de la croissance européenne. De fait, l'évolution des fonctions de réponse montre que les niveaux de croissance des deux zones économiques sont fortement corrélés. Cette conclusion semble plutôt de nature à corroborer les résultats mis en évidence par Betts et Devereux (2000 et 2001) sur la transmission internationale des chocs.

Finalement, l'approche développée par Obstfeld et Rogoff (1995) souligne l'importance des effets de richesse pour la persistance des conséquences des chocs. Cependant, les différents modèles analysés jusqu'ici semblent indiquer que les réponses de l'activité sont faiblement voire non significatives. Il est toutefois possible que les chocs modifient l'équilibre externe de l'économie à court terme même si les effets de richesse qu'ils impliquent ne sont pas significatifs par la suite. Les relations entre les politiques monétaire et budgétaire et le compte courant sont étudiées à partir du modèle suivant⁷ :

$X_t = [OG_t, Txct_t, GY_t, CAYZE_t, TCN_t]'$. L'ordre ainsi défini traduit le fait que les innovations contemporaines sur le compte courant de la zone euro ne sont pas prises en compte dans la détermination des politiques budgétaires et monétaires. Par contre, seule la réponse du compte courant aux chocs de taux de change est contrainte⁸. Le graphique 7 permet d'illustrer l'évolution du solde externe de la zone euro en fonction d'un choc monétaire restrictif et d'un choc budgétaire expansionniste. La réponse du compte courant au choc monétaire est tantôt positive, tantôt négative mais jamais significative malgré l'appréciation nominale de l'euro relativement au dollar. Par contre lors d'un choc budgétaire, la réponse du compte courant est négative et non significative à très court terme mais devient positive et significative après cinq trimestres. Un tel résultat semble conforme aux conclusions mises en avant par Obstfeld et Rogoff (1995). Toutefois, il est difficile d'appréhender le rôle exact joué par les fluctuations du taux de change dans ces résultats. En effet, le choc monétaire n'a aucun impact sur le compte courant mais affecte significativement le taux de change et inversement, le choc budgétaire semble avoir un effet sur le compte

⁷ Les résultats ne sont pas modifiés lorsque que l'on intègre le taux de change réel plutôt que le taux de change nominal.

⁸ Les résultats ne sont pas modifiés lorsque le compte courant est placé devant les instruments de politique économique.

courant alors que cette fois-ci la dépréciation de l'euro n'est plus significative. L'ambiguïté est renforcée par le fait que le compte courant ne réagit pas à un choc sur le taux de change alors qu'une innovation positive sur le compte courant entraîne une appréciation significative de l'euro entre les troisième et huitième trimestres.

Tous les modèles estimés auparavant ont été identifiés en utilisant une décomposition de Choleski. Cette méthode de décomposition donne un rôle essentiel à l'ordre dans lequel sont placées les différentes variables et il peut être intéressant d'identifier les chocs à partir d'une stratégie alternative. Les restrictions imposées maintenant concernent toujours la réponse instantanée d'une variable à un choc mais elles ne résultent plus d'une procédure mécanique⁹. Il devient alors possible, d'une part d'évaluer la robustesse de certains résultats mis en évidence précédemment, notamment en ce qui concerne la réponse du taux de change, et d'autre part d'appréhender le rôle éventuellement joué par cette même variable dans la fonction de réaction des autorités monétaires. Cushman et Zha (1997) ou Kim et Roubini (2000) considèrent qu'il est important d'intégrer cette variable dans la fonction de réaction des autorités monétaires, notamment pour les petites économies ouvertes. Etant donnée la période d'estimation, l'hypothèse d'une réaction contemporaine des autorités monétaires aux fluctuations du change est évaluée. Les restrictions imposées sur la matrice B_0 sont alors données par la représentation suivante :

$$(6) \quad \Leftrightarrow \begin{pmatrix} e_{OG} \\ e_{Inf} \\ e_{Txct} \\ e_{GY} \\ e_{TCN} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ b_{31} & b_{32} & 1 & 0 & b_{35} \\ b_{41} & b_{42} & 0 & 1 & 0 \\ b_{51} & b_{52} & b_{53} & b_{54} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \mathbf{e}_{OG} \\ \mathbf{e}_{Inf} \\ \mathbf{e}_{Txct} \\ \mathbf{e}_{GY} \\ \mathbf{e}_{TCN} \end{pmatrix}$$

Les relations imposées dans (6) supposent l'absence de réponse instantanée de l'*output gap* relatif à l'ensemble des chocs. Le différentiel d'inflation ne peut répondre qu'au choc sur l'activité. Par opposition, nous n'avons pas contraint la réponse du taux de change nominal qui peut ainsi réagir à l'ensemble des chocs. Finalement, les fonctions de réaction diffèrent dans le sens où la politique monétaire peut réagir aux « news » sur le taux de change tandis que les autorités budgétaires n'intègrent plus les innovations contemporaines du différentiel de taux d'intérêt de court terme dans leur comportement. Le nombre de restrictions est donc

⁹ Les modifications par rapport aux décompositions de Choleski restent toutefois marginales.

ici fixé à dix¹⁰. Les fonctions de réponse de ce modèle sont représentées sur le graphique 8. Elles confirment les résultats initialement obtenus à partir du modèle de base. Les fonctions de réponse sont effectivement très proches. La politique monétaire restrictive entraîne une appréciation de l'euro tandis que la politique budgétaire expansionniste est suivie d'une dépréciation. De même, le choc de change accroît l'inflation importée et incite les autorités monétaires européennes à augmenter leur taux de court terme. La hausse n'est cependant significative que pour quelques trimestres au cours des trois années qui suivent le choc. Il faut de plus noter que le différentiel de taux d'intérêt n'est, à nouveau, pas affecté significativement par les chocs sur le différentiel d'inflation.

Il a souvent été affirmé que les Etats-Unis menaient une politique de douce négligence à l'égard du dollar. Il est de fait peu probable que le taux de change ait pu être intégré dans la fonction de réaction de la *Fed*. Par contre, l'Europe, sur la période 1979-1998 est restée une entité composée d'un ensemble de petites économies ouvertes pour lesquelles les fluctuations du change ont pu être plus importantes. Aussi nous distinguons les chocs de monétaire européens des chocs américains. Cette nouvelle configuration ne s'intéresse ici qu'aux politiques monétaires et la variable budgétaire n'est pas intégrée. L'intérêt supplémentaire réside dans le fait qu'il est alors possible d'évaluer si l'*output gap* relatif a été effectivement plus sensible à la politique monétaire américaine. Dans ce cas, les restrictions sont formulées de la façon suivante :

$$(7) \quad \Leftrightarrow \begin{pmatrix} e_{OG} \\ e_{Inf} \\ e_{TxcZE} \\ e_{TxcUS} \\ e_{TCN} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ b_{31} & b_{32} & 1 & b_{34} & b_{35} \\ b_{41} & b_{42} & 0 & 1 & 0 \\ b_{51} & b_{52} & b_{53} & b_{54} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e_{OG} \\ e_{Inf} \\ e_{Txc} \\ e_{GY} \\ e_{TCN} \end{pmatrix}$$

On impose ici l'absence de réponse de l'*output gap* relatif et du différentiel d'inflation aux chocs autres qu'idiosyncratiques. Tous les coefficients de la fonction de réaction des autorités monétaires européennes sont libres tandis que la politique monétaire des Etats-Unis ne réagit qu'aux innovations contemporaines qui affectent l'*output gap* et l'inflation. Les

¹⁰ Il est toutefois envisageable d'imposer plus de restrictions, le modèle est dans ce cas suridentifié. L'opportunité de la suridentification peut ensuite être testée à partir d'un test de rapport de vraisemblance. Nous avons par exemple contraint à zéro le coefficient b_{21} mais cette restriction supplémentaire a été nettement rejetée.

résultats obtenus à partir de cette décomposition sont illustrés par le graphique 9 (en annexe). Un choc sur l'*output gap* relatif, c'est-à-dire une hausse relative la croissance européenne ou une baisse relative de la croissance aux Etats-Unis, entraîne une diminution faiblement significative du taux court de la zone euro et une forte diminution significative du taux des fonds fédéraux. La réduction de ce taux est significative au cours des deux années qui suivent le choc. L'effet des chocs de politique monétaire est contrasté suivant que l'on considère une hausse du taux court de la zone euro ou une hausse du taux court des Etats-Unis. Dans le premier cas, le choc restrictif n'a aucun effet, ni sur l'*output gap* relatif, ni sur l'inflation relative et ni sur le taux de change euro/dollar. A l'inverse, une augmentation des taux des fonds fédéraux se traduit par une réduction de l'inflation aux Etats-Unis et une dépréciation durable de l'euro et de fait une appréciation du dollar. Finalement, la réaction du taux court de la zone euro à un choc de taux de change est surprenante puisqu'on observe une diminution du taux alors même que la dépréciation de l'euro accroît l'inflation importée. Ce résultat est d'autant plus énigmatique que nous obtenions précédemment une hausse du taux d'intérêt relatif et qu'ici la réaction du taux des fonds fédéraux n'est pas significative.

5. Conclusion

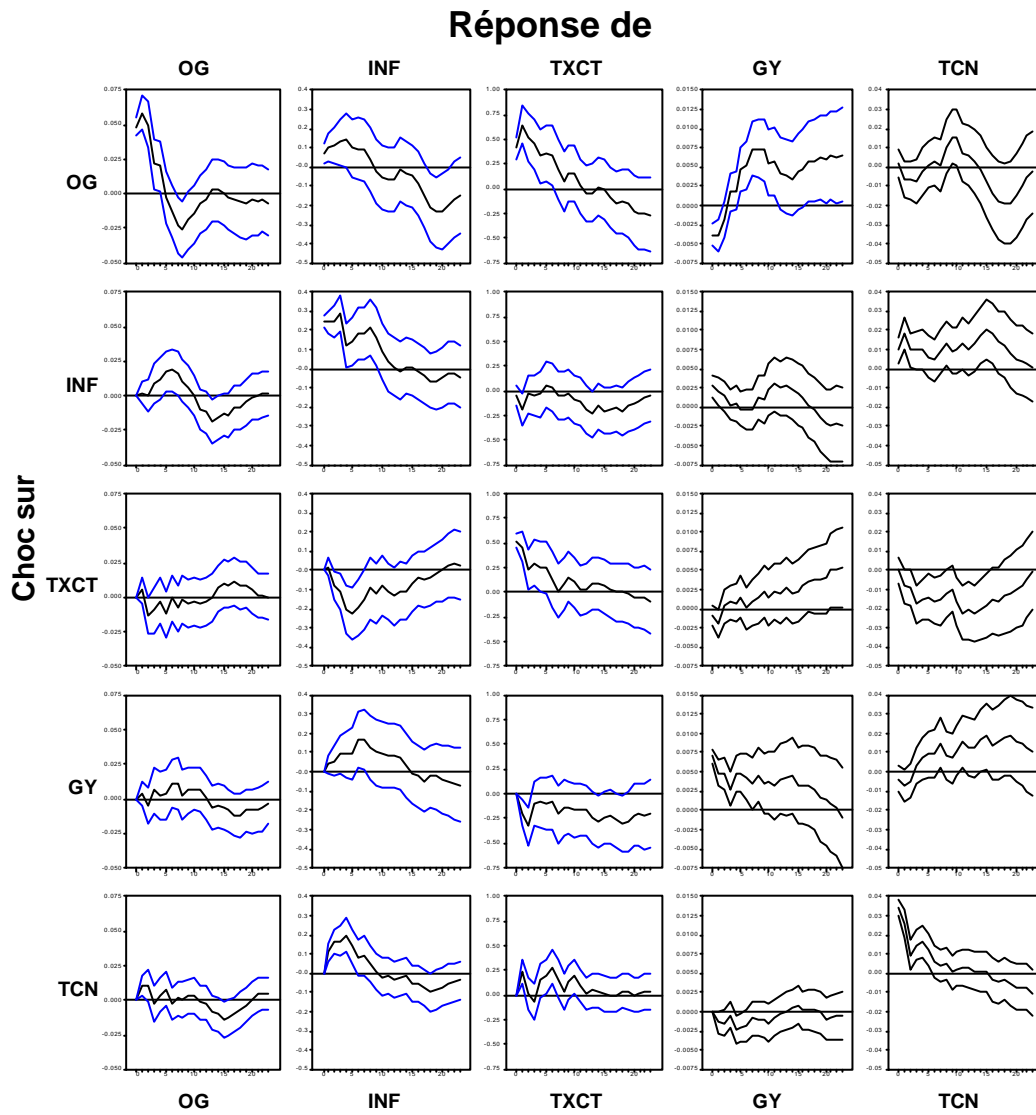
Au terme de cette analyse des fonctions de réponse des variables de change et d'activité aux chocs monétaires et budgétaires, plusieurs conclusions semblent pouvoir émerger.

Les chocs restrictifs de politique monétaire, soit ici une hausse relative du taux d'intérêt de la zone euro, entraînent une appréciation durable nominale et réelle de l'euro. Ces deux éléments illustrent la persistance des déviations par rapport à la parité des pouvoirs d'achat ce qui constitue un fait stylisé qui ne peut être expliqué, de façon convaincante, d'un point de vue théorique. Par contre, la réponse du compte courant de la zone euro, à ce même choc de politique monétaire, n'est pas significative. Il est en particulier difficile de mettre en évidence un quelconque effet de compétitivité même si l'effet sur le taux de change est significatif. Cette conclusion se rapproche alors plutôt de celle de Kim (1999) qui obtient des résultats similaires tandis que Lane (2001b) montre que les chocs monétaires génèrent l'effet attendu sur la balance commerciale et le compte courant aux Etats-Unis.

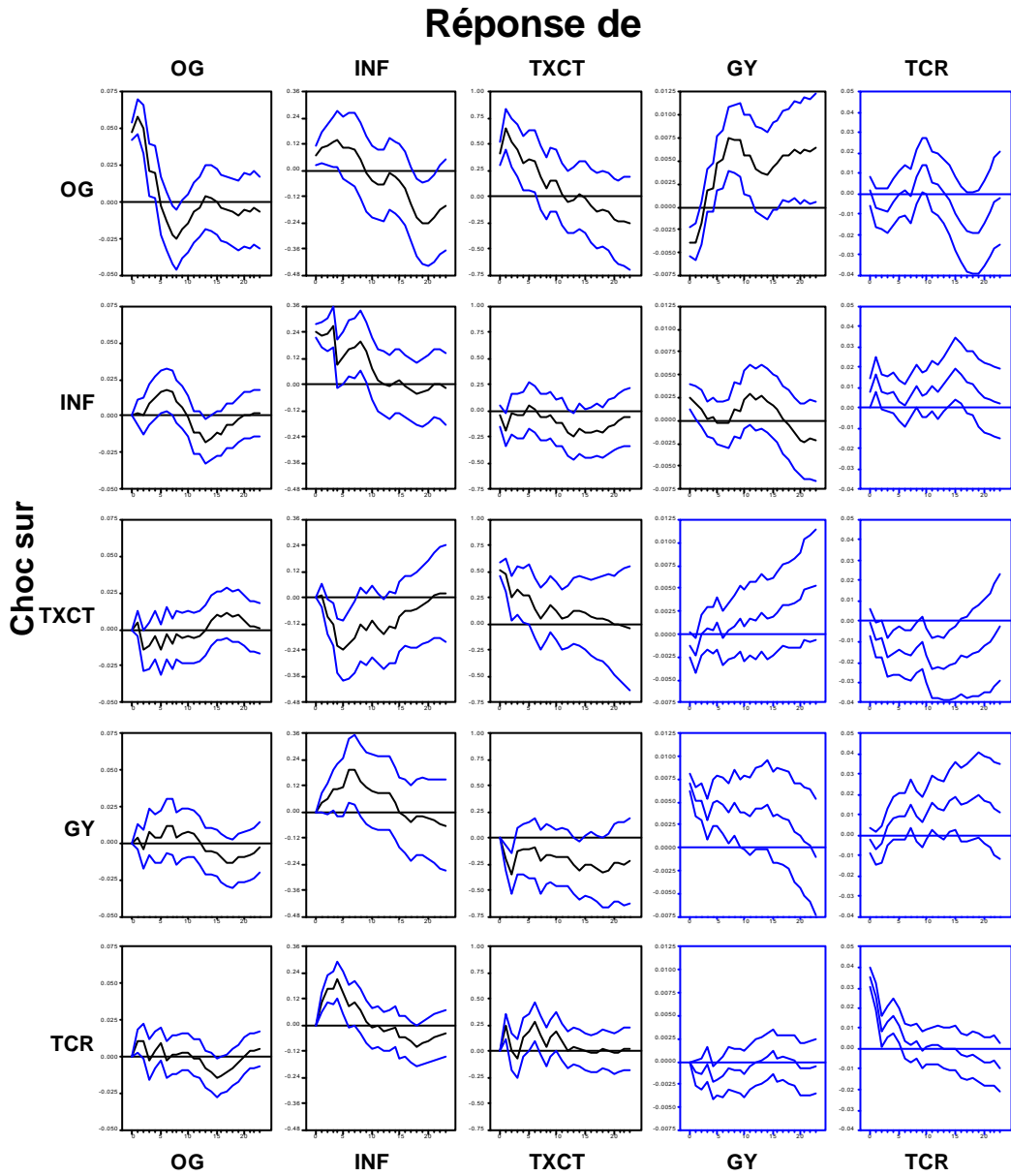
Les chocs expansionnistes de politique budgétaire provoquent une dépréciation de la monnaie et une amélioration du compte courant qui est significative après cinq trimestres. Ces résultats ont notamment été mis en évidence dans de nombreux modèles récents développés à la suite d'Obstfeld et Rogoff (1995). Ils contredisent ainsi l'analyse traditionnelle à la Mundell-Fleming-Dornbusch par rapport à l'effet des chocs budgétaires. Les réponses obtenues pour le taux de change sont par ailleurs robustes dans la mesure où elles sont mises en évidence à partir de différents instruments et en exploitant des méthodes de décomposition alternatives.

Si les résultats relatifs à la dynamique du taux de change sont satisfaisants dans l'ensemble, ceux obtenus pour l'*output gap* le sont nettement moins. Il est effectivement difficile de montrer, au cours de la période étudiée, que les chocs monétaires ou budgétaires ont eu des effets très significatifs sur l'activité. Il semble toutefois que l'*output gap* de la zone euro soit mieux expliqué par les décisions de politique monétaire européenne. Il est probable que ce type de résultat soit sensible à la période considérée et que la création de l'union monétaire soit de nature à modifier certains mécanismes de transmission.

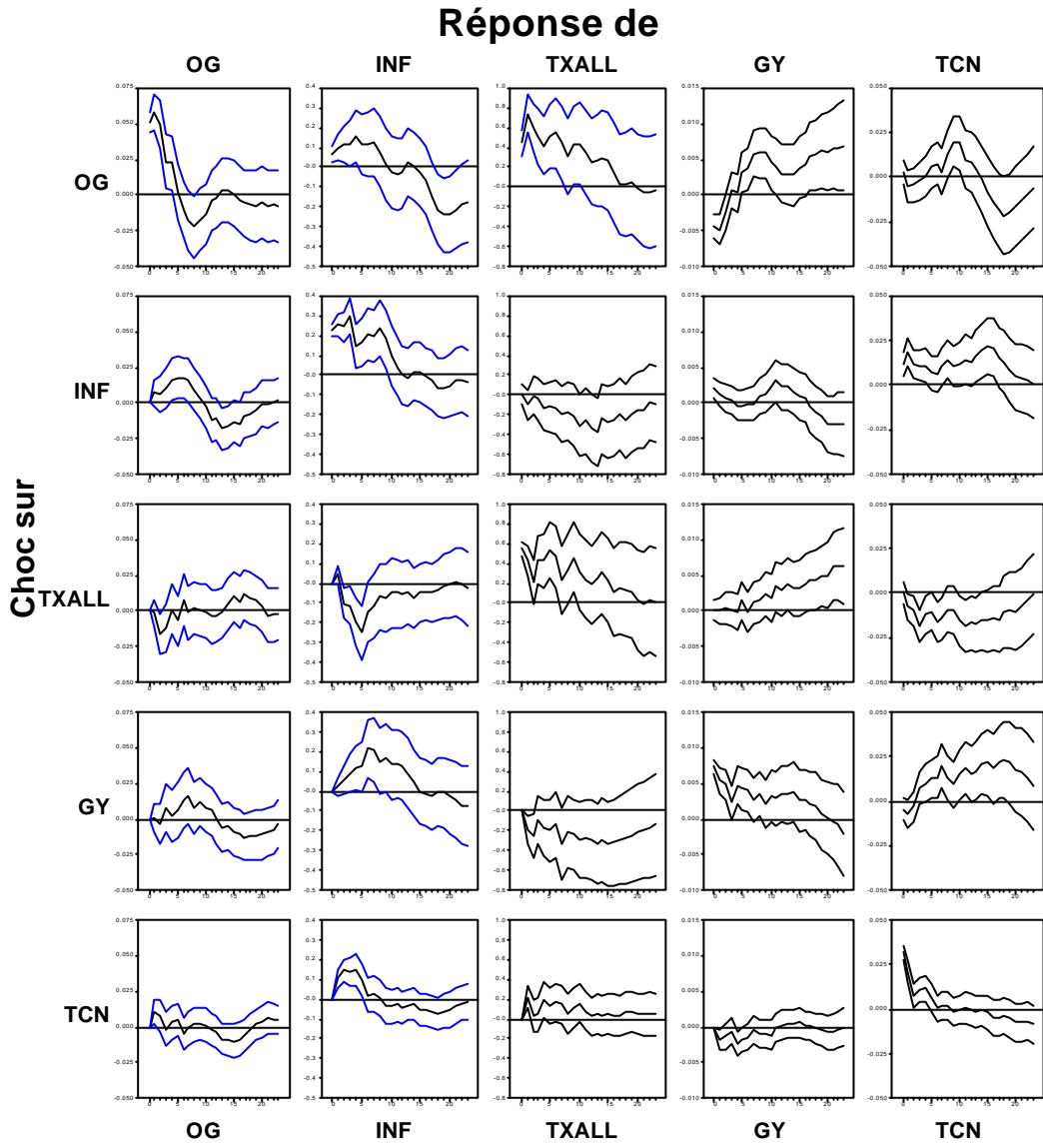
Graphique 2



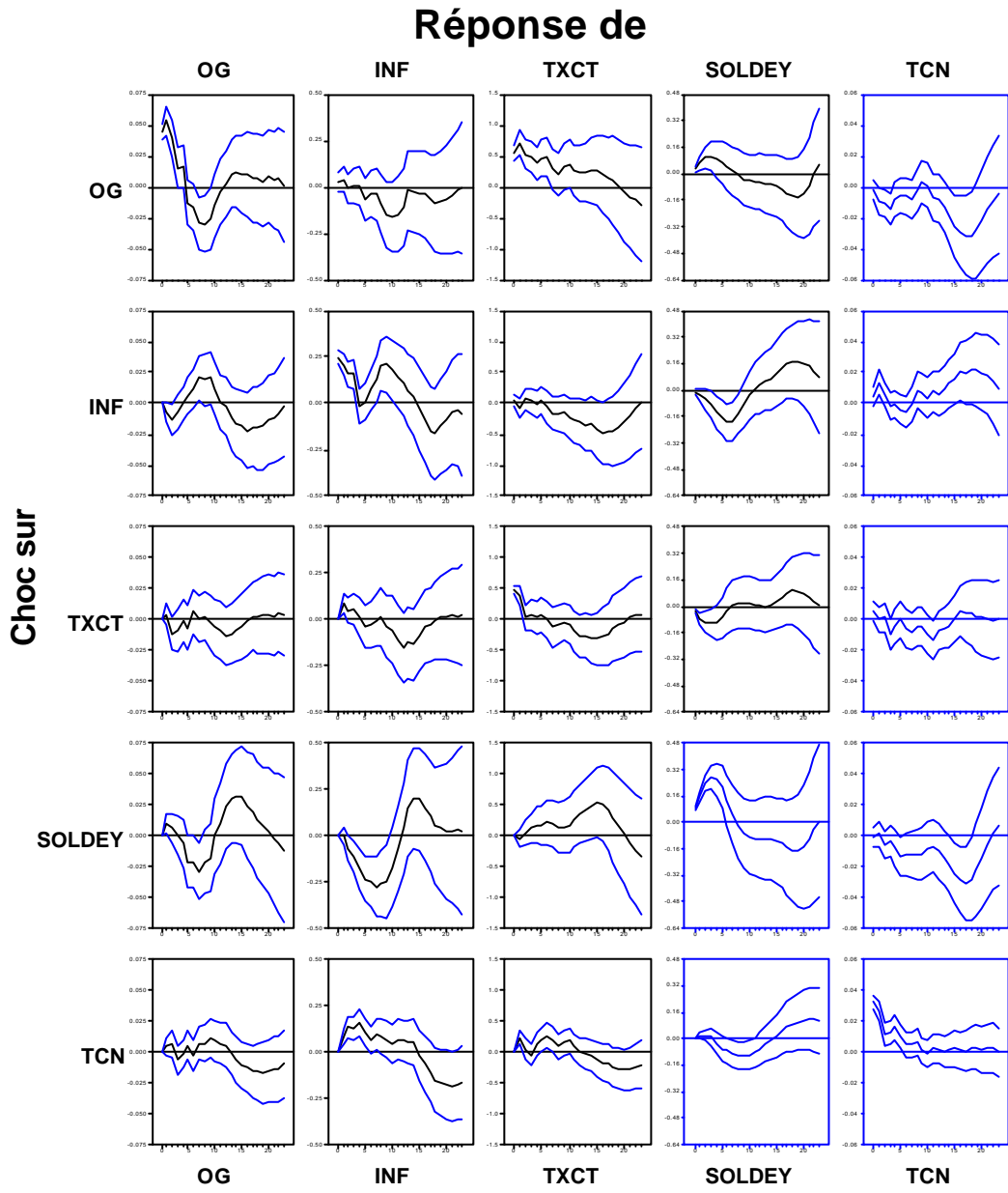
Graphique 3



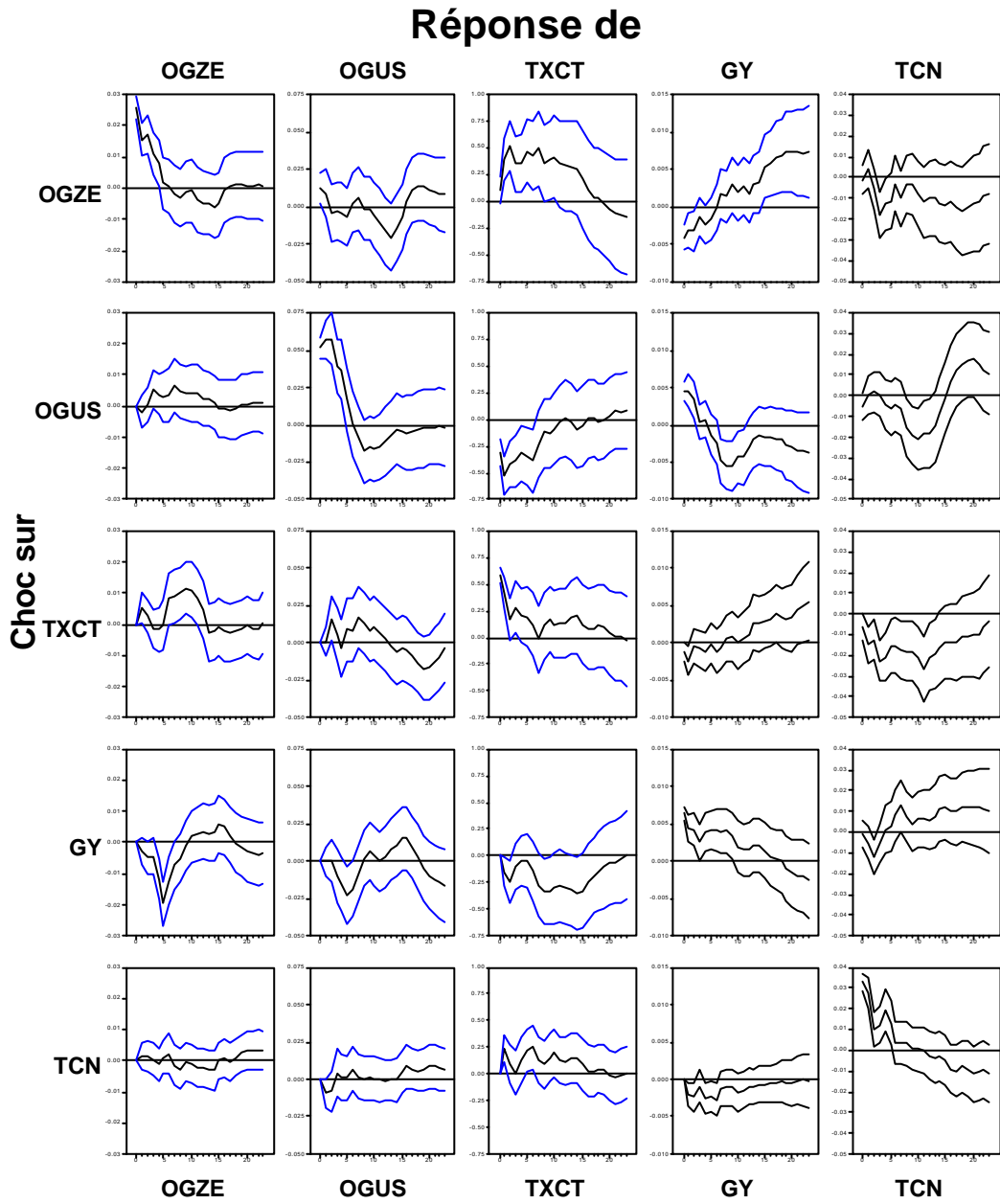
Graphique 4



Graphique 5

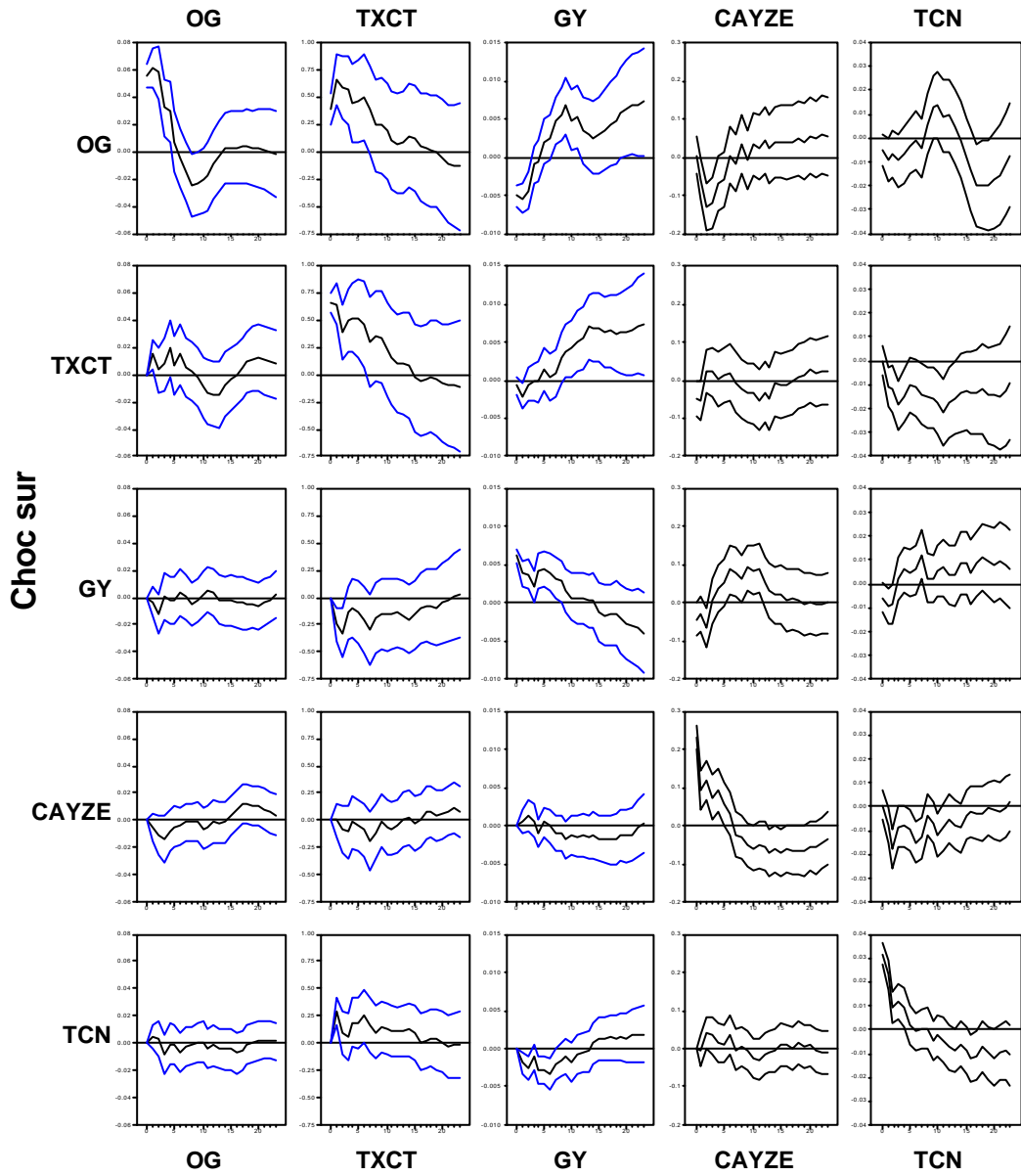


Graphique 6

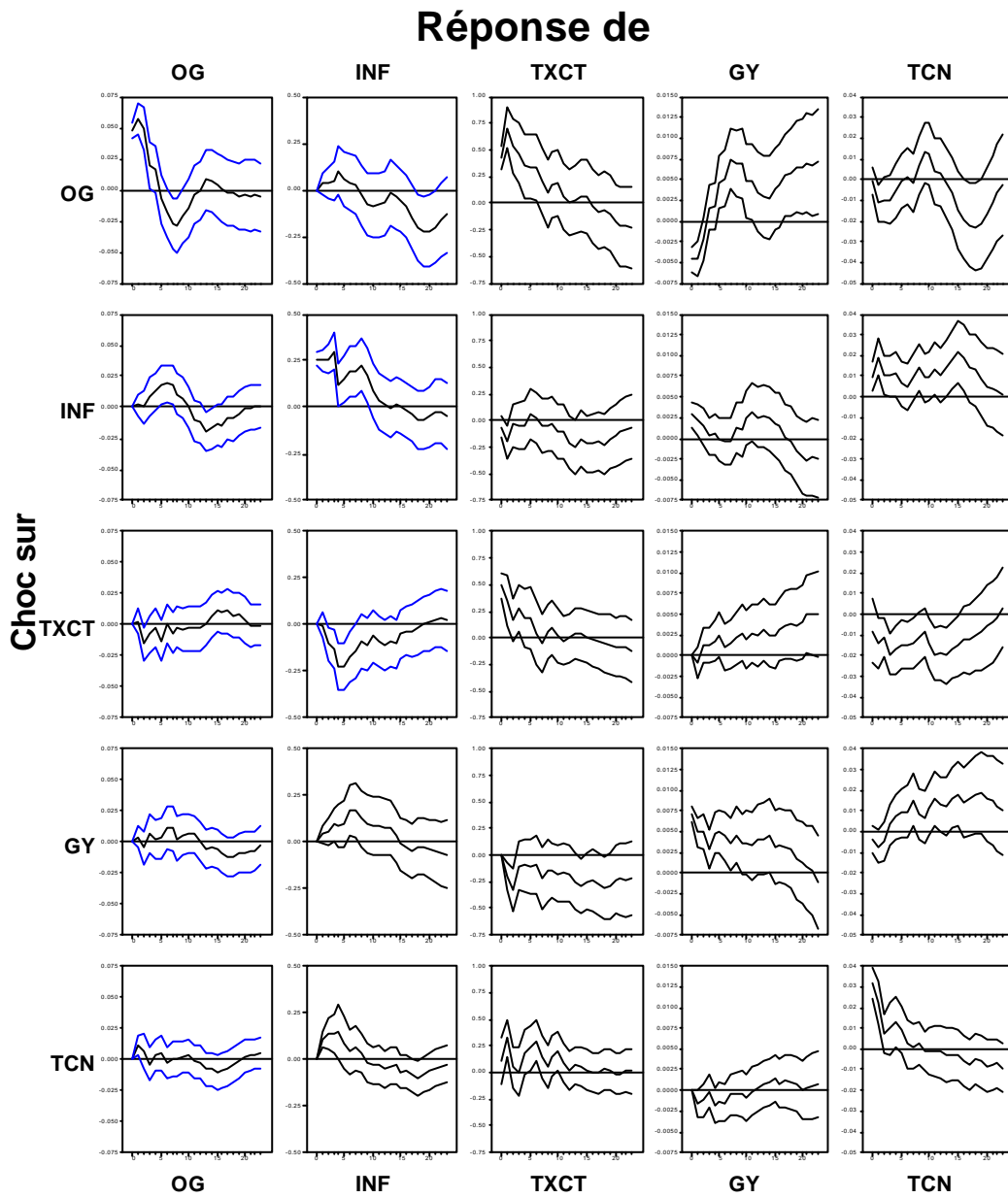


Graphique 7

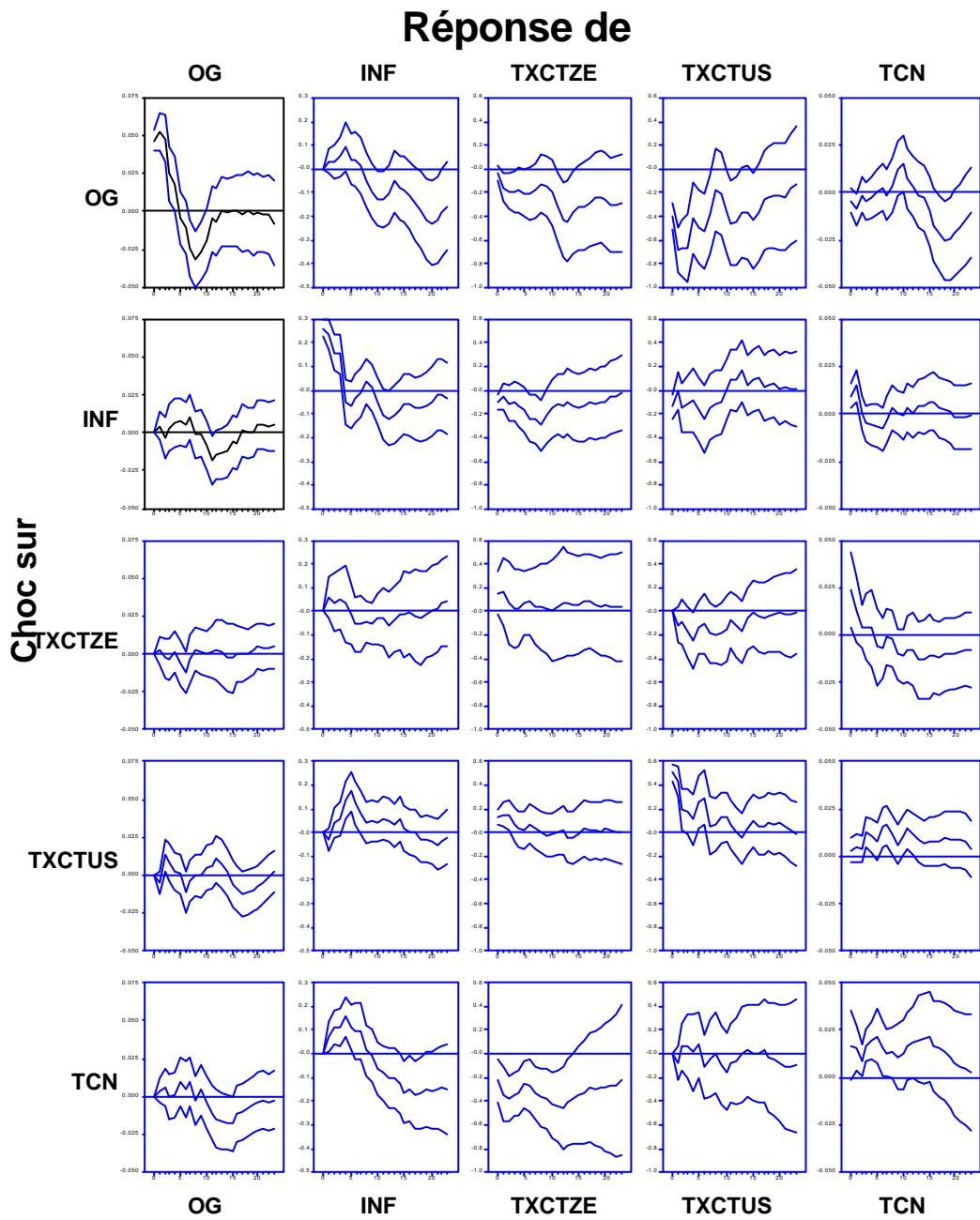
Réponse de



Graphique 8



Graphique 9



Références bibliographiques

- Betts C. et M. Devereux** (2000) : « Exchange rate dynamics in a model of pricing-to-market », *Journal of International Economics* 50, pp 215-244.
- Betts C. et M. Devereux** (2001) : « The international effects of monetary and fiscal policy in a two-country world », in Money, Capital and Trade : essays in honor of Robert Mundell edited by G. Calvo, R. Dornbusch and M. Obstfeld.
- Blanchard O.J. et D. Quah** (1989) : « The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances », *American Economic Review* vol.79 n°4, pp 655-673.
- Bruno C.** (2000) : « Les déficits publics en Europe : suggestions pour un nouvel indicateur de l'orientation de la politique budgétaire », *Economie et Prévision* n°146, pp 31-41.
- Christiano L., M. Eichenbaum et C. Evans** (1999) : « Monetary policy shocks : what have we learned and to what end ? », in Handbook of Macroeconomics vol.I, edited by J. B. Taylor and M. Woodford.
- Clarida R. et J. Gali** (1994) : « Sources of real exchange rate fluctuations : how important are nominal shocks ? », *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, n°41.
- Clarida R. et J. Prendergast** (1999) : « Fiscal stance and the real exchange rate : some empirical estimates », *NBER Working Paper* n°7077.
- Corsetti G. et P. Pesenti** (2001) : « Welfare and macroeconomics interdependence », forthcoming in *Quarterly Journal of Economics*.
- Cushman D.O. et T. Zha** (1997) : « Identifying monetary policy in a small open economy under flexible exchange rates », *Journal of Monetary Economics* 39, pp 433-448.
- Dornbusch R.** (1976) : « Expectations and exchange rate dynamics », *Journal of Political Economy* vol.84 n°6, pages 1161-1176.
- Eichenbaum M. et C.L. Evans** (1995) : « Some empirical evidence on the effects of shocks to monetary policy on exchange rates », *Quarterly Journal of Economics* 110, pp 975-1009.
- Fagan G., J. Henry et R. Mestre** (2001) : « An area-wide model for the euro area », *European Central Bank Working Paper* n°42.
- Fleming J.** (1962) : « Domestic financial policies under fixed and floating exchange rates », *IMF Staff Papers* vol.9, pp 369-380.
- Garcia S. et A. Verdelhan** (2001) : « Le policy-mix de la zone euro : une évaluation de l'impact des chocs monétaires et budgétaires », *Economie et Prévision* n°148, pp 40.

- Grilli V. et N. Roubini** (1996): « Liquidity models in open economies: theory and empirical evidence », *European Economic Review* 40, pp 847-859.
- Kim S.** (1999): « International transmission of the US monetary policy shocks: evidence from VAR's », *Mimeo*.
- Kim S. et N. Roubini** (2000): « Exchange rate anomalies in the industrial countries: a solution with a structural VAR approach », *Journal of Monetary Economics* 45, pp 561-586.
- Koray F. et W.D. McMillin** (1999): « Monetary shocks, the exchange rate and the trade balance », *Journal of International Money and Finance* 18, pp 925-940.
- Lane P.R.** (2001a): « The new open economy macroeconomics: a survey », *Journal of International Economics* 54(2), pp 235-266.
- Lane P.R.** (2001b): « Money shocks and the current account », in Money, Capital and Trade: essays in honor of Robert Mundell edited by G. Calvo, R. Dornbusch and M. Obstfeld.
- Mundell R.A.** (1963): « Capital mobility and stabilization policy under fixed and flexible exchange rates », *Canadian Journal of Economics and Political Science* 30, pp 421-431.
- Obstfeld M. et K. Rogoff** (1995): « Exchange rate dynamics redux », *Journal of Political Economy* vol.103 n°3, pp 624-660.
- Obstfeld M. et K. Rogoff** (1999): « New directions for stochastic open economy models », *Journal of International Economy* 50(1), pp 117-153.
- Sims C.** (1992): « Interpreting the macroeconomics time series facts », *European Economic Review* 36, pp 975-1011.