

SENSIBILITÉ DU TAUX DE CHANGE AUX CHOCS MONÉTAIRES ET BUDGÉTAIRES

Une analyse en termes de VAR des fluctuations euro/dollar

Christophe Blot *

Banque centrale du Luxembourg

Laboratoire d'économie d'Orléans (CNRS-FRE2783)

L'objectif de cet article est d'évaluer empiriquement la dynamique du taux de change euro/dollar consécutive aux chocs monétaires et budgétaires. Ce faisant, nous cherchons à identifier les mécanismes de transmission des chocs afin de discriminer entre les différentes approches théoriques qui peuvent être proposées. Nous adoptons une démarche en termes de VAR et analysons la robustesse des fonctions de réponse. En effet, les résultats de ce type de simulations sont généralement sensibles à l'ordre des variables du VAR ainsi qu'à la méthode d'identification des innovations structurelles.

Il semble alors qu'une dépréciation de l'euro peut être observée à la suite de chocs expansionnistes de politique monétaire et budgétaire. Ces conclusions sont robustes et ne dépendent pas du cadre retenu. Par contre, il est possible de montrer que le surajustement retardé, habituellement mis en évidence dans la littérature empirique, est sensible au choix des contraintes identifiantes. Certaines configurations permettent en effet de faire ressortir un surajustement immédiat plus conforme à l'intuition théorique. Par ailleurs, même si les mécanismes de transmission des chocs budgétaires sont ambigus, une explication en termes de modèle de choix de portefeuille semble la plus convaincante.

* Je remercie Henri Sterdyniak, Theptida Sopraseuth et Christophe Tavéra pour leurs différentes remarques sur des versions antérieures de ce travail. Les erreurs pouvant subsister me sont entièrement imputables. Cet article a été rédigé alors que j'étais successivement ATER et chercheur associé à l'Université d'Orléans. Les idées exprimées ici sont propres à l'auteur et ne reflètent pas nécessairement la position de la Banque centrale du Luxembourg.

christophe.blot@bcl.lu

Les politiques monétaire et budgétaire exercent une influence importante sur le taux de change. Néanmoins, les effets que l'on peut attendre des chocs et leurs mécanismes de transmission sont l'objet d'une grande incertitude. De nombreux modèles de détermination des taux de change ont été développés notamment après Dornbusch (1976). À la suite d'Obstfeld et Rogoff (1995), cette problématique connaît un nouvel essor donnant lieu aux modèles dits de « Nouvelle macroéconomie ouverte ». Le cadre d'analyse est modifié en intégrant l'hypothèse de rigidités nominales dans des modèles avec fondements microéconomiques. Si les conclusions ne sont pas forcément renouvelées, les canaux de transmission peuvent être assez différents entre chaque modèle de la Nouvelle macroéconomie ouverte d'une part et entre l'approche monétaire des taux de change ou les modèles de choix de portefeuille d'autre part. L'objectif de cet article est alors de mettre en place une démarche empirique permettant d'analyser la dynamique du taux de change et d'identifier les mécanismes de transmission des chocs afin de discriminer entre ces différentes approches théoriques. Pour ce faire, nous adoptons une approche en termes de VAR dans la mesure où elle permet, à partir d'un nombre restreint d'hypothèses, d'illustrer la dynamique d'un ensemble de variables perturbées par des chocs. La pertinence des différents modèles théoriques de détermination du taux de change peut ainsi être évaluée au regard des mécanismes de transmission qui sont mis en avant. Cette démarche est d'autant plus adaptée que les modèles théoriques développés dans le cadre de la « Nouvelle macroéconomie ouverte » n'offrent pas de forme réduite directement testable. De plus, les modèles VAR, en se concentrant uniquement sur la dynamique de certaines variables clés, présentent l'avantage d'être suffisamment souples afin de pouvoir évaluer un ensemble large de modèles théoriques.

Depuis Sims (1992) ou Clarida et Gali (1994), de nombreuses analyses en termes de VAR ont été menées. Il ressort que les conclusions que l'on peut tirer dépendent des hypothèses qui ont été adoptées. S'il est admis qu'un choc restrictif de politique monétaire entraîne une appréciation, la durée exacte de l'effet du choc ainsi que la période au cours de laquelle l'appréciation atteint son pic sont plus incertaines. Eichenbaum et Evans (1995) estiment par exemple que l'effet culminant du choc intervient après deux ou trois années selon le taux de change considéré. Koray et MacMillin (1999) obtiennent des résultats plus nuancés puisque le pic est atteint au bout de six mois. Cependant, pour Faust et Rogers (2003), ce résultat est sensible aux

contraintes identifiantes retenues¹ et ils montrent que la réponse maximale du taux de change peut intervenir entre les 1^{er} et 36^e mois après le choc. Pour la politique budgétaire, ce sont les conséquences mêmes du choc qui sont plus incertaines. Rogers (1999) ne trouve aucun effet significatif tandis que Daly et Kearney (1998) obtiennent des résultats contrastés. Une expansion budgétaire, financée par endettement, entraîne une appréciation de la monnaie en Italie et aux États-Unis et une dépréciation pour le Royaume-Uni, le Canada, la France et l'Allemagne. Finalement, Clarida et Prendergast (1999) identifient les chocs budgétaires à partir des innovations sur le solde structurel et montrent qu'une augmentation du déficit est suivie par une appréciation au cours des quatre premières années puis par une dépréciation du dollar, du mark et du yen. Il est donc nécessaire d'attacher une importance particulière à la robustesse des résultats obtenus. C'est pourquoi, nous analysons ici les réponses du taux de change en adoptant différentes méthodes de décomposition.

L'étude est appliquée à la zone euro relativement aux États-Unis et aux fluctuations du taux de change euro/dollar et tente ainsi d'évaluer les effets des chocs monétaires et budgétaires dans un cadre où les interdépendances structurelles sont prises en compte. Celles-ci ne doivent effectivement plus être négligées dans la mesure où la création de l'euro renforce l'importance économique de l'Union européenne. Bien entendu, nous sommes conscients des limites liées à l'utilisation de données couvrant une période précédant la création de la monnaie unique. Néanmoins, comme le soulignent Garcia et Verdelhan (2001), le processus de convergence structurelle a commencé bien avant le 1^{er} janvier 1999. Il résulte des étapes successives de la construction européenne qui ont contribué à modifier progressivement les comportements des agents. De plus, les réformes structurelles qui viseront par la suite à approfondir l'intégration économique ne seront mises en œuvre que très graduellement ce qui ne devrait pas entraîner d'ajustement brutal du comportement des agents. Ces différents éléments nous amènent ainsi à espérer que les résultats mis en avant ici ne devraient pas être totalement invalidés, au moins à moyen terme.

La suite de l'article s'organise de la façon suivante. La section deux rappelle les principaux résultats théoriques issus des modèles de détermination des taux de change. La méthode d'identification des chocs ainsi que les données utilisées sont présentées dans une troisième section. La réponse du taux de change relative aux chocs monétaires et budgétaires fait l'objet de la quatrième section. Finalement, la robustesse des résultats est évaluée dans une cinquième section et la dernière section résume les principaux enseignements de cette étude.

1. Il ne semble pas que le régime de changes puisse constituer une explication de ces écarts. En effet, Kim (2002) montre que les réponses du taux de change ne sont pas qualitativement différentes même lorsque sont prises en compte les différences de situation à l'égard du SME de trois pays européens.

I. Dynamique du taux de change et chocs monétaires et budgétaires: quelques éléments théoriques

Sans prétendre à l'exhaustivité, cette section a pour objectif de revenir sur les principaux modèles de détermination des taux de change en insistant sur l'impact et les mécanismes de transmission des chocs de politique monétaire et budgétaire. Par souci de réalisme des hypothèses et de parcimonie, l'intérêt se porte uniquement sur les modèles intégrant l'hypothèse de rigidités nominales.

Comme le rappelle Rogoff (2002), l'article de Dornbusch (1976) constitue le point de départ de la macroéconomie internationale moderne. Dans le prolongement du modèle Mundell-Fleming, Dornbusch (1976) propose une modélisation de la dynamique du taux de change intégrant l'hypothèse d'anticipations rationnelles. Il montre notamment que les chocs monétaires peuvent être à l'origine d'un phénomène de surajustement du taux de change nominal relativement à sa valeur d'équilibre de long terme. Une politique monétaire expansionniste provoque une dépréciation nominale dont le pic intervient au moment du choc. La dépréciation est également réelle du fait de l'hypothèse de rigidités nominales. Néanmoins, à long terme, les chocs monétaires n'entraînent pas d'écart à la parité des pouvoirs d'achat (PPA), le taux de change réel revient à sa valeur d'équilibre et seuls les prix et le taux de change nominal se sont ajustés. La transmission internationale du choc est négative en raison de l'effet de détournement de la demande². Quant aux chocs budgétaires expansionnistes, ils sont suivis d'une appréciation nominale et réelle instantanée. Les déviations par rapport à la PPA sont donc transitoires pour les chocs monétaires et ne durent que le temps de l'ajustement des prix; elles sont en revanche permanentes pour les chocs de demande.

Cependant, des phases d'appréciation et de dépréciation successives peuvent également intervenir pour les chocs budgétaires et indépendamment de l'hypothèse de rigidités nominales. On retrouve ce type de résultat dans les modèles qui prennent en compte la dynamique du compte courant³. Ainsi, à court terme, un choc budgétaire expansionniste entraîne une appréciation du fait de la hausse du taux d'intérêt et une dégradation du compte courant due à l'effet de demande d'une part et à l'effet de compétitivité d'autre part. À long terme, une dépréciation de la monnaie est nécessaire afin de restaurer l'équilibre externe. La dynamique du taux de change est ainsi enrichie par la prise en compte de la dynamique du compte courant.

2. Obstfeld (1985) développe une extension à deux pays de ce modèle dans laquelle la transmission internationale des chocs peut être plus largement analysée.

3. Voir Branson et Buiter (1983) pour un exemple de modèle intégrant la dynamique du compte courant ou également Branson (1977) dans un modèle de choix de portefeuille.

À 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. Ces modèles intègrent l'hypothèse de rigidités nominales dans un modèle d'optimisation intertemporelle. L'objectif n'est pas ici de faire une revue détaillée de cette littérature abondante mais simplement de faire référence à quelques articles qui ont posé les jalons de cette approche⁴. En fait, Obstfeld et Rogoff (1995) s'inspirent notamment des travaux menés par Svensson (1987), Svensson et van Wijnbergen (1989) et Rankin (1990) qui développent des modèles de déséquilibre avec fondements microéconomiques. L'intérêt des modèles de Nouvelle macroéconomie ouverte réside principalement dans la modélisation de l'offre dans un cadre de concurrence monopolistique.

Les conclusions obtenues par Obstfeld et Rogoff (1995) sur le signe de la réponse du taux de change au choc de politique monétaire sont relativement proches de celle des modèles de type Mundell-Fleming-Dornbusch. En effet, ils montrent qu'une politique monétaire expansionniste entraîne une dépréciation nominale. Toutefois, le taux de change s'ajuste instantanément à sa nouvelle valeur d'équilibre et aucun phénomène de surajustement n'est observé. Ils supposent effectivement que la loi du prix unique, stipulant que les prix d'un même bien produit dans deux pays différents sont identiques dès lors qu'ils sont exprimés dans la même unité monétaire, est vérifiée. En raison de la similitude des paniers de biens consommés, la généralisation de la loi du prix unique implique que la PPA est également vérifiée de sorte que le taux de change réel⁵ n'est pas modifié par le choc. On retrouve néanmoins un effet de compétitivité et un détournement de la demande, si bien que la transmission internationale du choc est négative. En effet, même si le taux de change réel est constant, le rapport des prix domestiques aux prix étrangers (c'est-à-dire les termes de l'échange) peut s'ajuster en fonction des chocs. Par ailleurs, ils 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. Cependant, malgré la prise en compte des contraintes d'équilibre externe, ce modèle ne permet pas de faire ressortir la dynamique des fluctuations du taux de change puisque les ajustements sont instantanés. Par ailleurs, par hypothèse, aucune déviation par rapport à la PPA n'apparaît ce qui limite nécessairement la portée de ce type de modèle.

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

4. Voir Lane (2001a) ou Obstfeld (2001) pour des revues de littérature plus développées.

5. Défini alors simplement comme le taux de change nominal ajusté par les indices de prix à la consommation des deux pays.

de discriminer entre les différents marchés sur lesquels leurs biens sont vendus (hypothèse de *pricing-to-market*, *PTM* par la suite) et d'autre part que les 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 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 et 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. En conséquence, plus le degré de *pricing-to-market* est élevé, moins l'effet de détournement de la demande est important ce qui accroît la corrélation des niveaux d'activité dans les deux pays. La transmission internationale du choc peut donc être positive. 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 (2000) 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) suppose qu'une hausse des dépenses publiques diminue le revenu permanent des agents domestiques et donc, toutes choses égales par ailleurs leur consommation. La demande d'encaisses réelles est alors plus faible et l'équilibre sur le marché de la monnaie est restauré via une hausse des prix à la consommation et une dépréciation de la monnaie domestique. Il en résulte un effet de détournement de la demande, une augmentation relative de la production domestique⁶ et une amélioration de la balance des transactions courantes. La réaction de l'écart des consommations privées est ici au cœur des mécanismes de transmission de la politique budgétaire dans la mesure où ils reposent sur l'hypothèse d'équivalence ricardienne⁷. Ce modèle se distingue ainsi des modèles de type Mundell-Fleming-Dornbush qui mettent en avant des ajustements keynésiens.

Betts et Devereux (2001) montrent que l'hypothèse de *pricing-to-market* n'est pas essentielle 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

6. L'évolution de la production étrangère est incertaine en raison d'effets contradictoires.

7. Le modèle développé par Ganelli (2002) constitue toutefois une exception. La réponse du taux de change dépend alors du mode de financement des dépenses publiques.

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). Ainsi, les déviations par rapport à la PPA peuvent être mises en avant en intégrant ce type d'hypothèse sur la segmentation internationale des marchés. Il faut toutefois noter qu'en ce qui concerne les chocs monétaires, ces déviations ne sont que transitoires quel que soit le cadre retenu. Chari, Kehoe et McGrattan (2000) en jouant sur les préférences de l'agent représentatif ou Benigno (2001) en supposant que les autorités monétaires adoptent un comportement de lissage des taux d'intérêt parviennent à accroître la persistance des déviations des taux de change mais au prix d'une réduction de la volatilité.

L'enjeu de l'analyse empirique qui suit est alors d'illustrer la dynamique du taux de change en réponse aux chocs monétaires et budgétaires. Peut-on mettre en évidence des phénomènes de surajustement immédiat? Quelle la réponse du taux de change à un choc budgétaire et quels sont les mécanismes de transmission? Les déviations par rapport à la PPA sont-elles persistantes?

2. L'identification des chocs monétaires et budgétaires

2.1. La modélisation VAR

Considérons une économie représentée par le modèle structurel suivant:

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

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

où:

$$X_t = [x_{1,t} \ x_{2,t} \ \dots \ x_{n,t}]'$$

est un vecteur de n variables et ε_t un vecteur ($n \times 1$) d'innovations structurelles indépendantes et identiquement distribuées tel que:

$$E(\varepsilon_t) = 0 \text{ et } E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Sigma_\varepsilon.$$

On suppose par ailleurs que les variances des innovations sont normalisées de telle sorte que:

$$\Sigma_\varepsilon = I_n.$$

Finalement, $B(L)$ représente le polynôme des décalages composé de matrices ($n \times n$). Le modèle décrit par les équations (1.1a et b) ne peut être estimé directement mais les paramètres qui caractérisent le modèle structurel peuvent être déterminés à partir de l'estimation d'un VAR sous forme réduite. Soit en considérant l'écriture moyenne mobile:

$$X_t = C(L)e_t$$

$$(2) \Leftrightarrow X_t = C_0 e_t + C_1 L e_t + \dots + C_j L^j e_t + \dots$$

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.

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

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

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

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. Il est relativement direct de montrer que:

$$\frac{n(n-1)}{2}$$

restrictions posées à partir de la matrice B_0 sont suffisantes pour identifier l'ensemble des paramètres du modèle structurel.

En pratique, il existe plusieurs méthodes permettant d'effectuer cette identification. La plus simple consiste à imposer une structure récursive au modèle de telle sorte que la matrice B_0 soit triangulaire inférieure⁸. 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 récursive 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 autre décomposition 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 $X_{2,t}$ sont à la fois intégrées dans la fonction de réaction et autorisées à réagir instantanément au choc de politique économique. L'objectif de l'analyse qui suit est double puisqu'il s'agit

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

d'étudier la dynamique du taux de change et d'évaluer la stabilité des fonctions de réponse selon la méthode d'identification.

2.2. 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 États-Unis⁹. De fait, cela nécessite de disposer de séries agrégées caractérisant l'évolution macroéconomique de la zone euro. Nous exploitons ici les séries, issues d'une base de données trimestrielles¹⁰ pour la zone euro, disponibles sur la période 1970Q1-2000Q4. 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. Les séries pour les États-Unis proviennent de la base de données Datastream. Les différentes variables utilisées par la suite sont : l'*output gap* relatif, l'écart des consommations privées, le différentiel d'inflation calculé à partir des indices de prix à la consommation, l'écart de taux d'intérêt à court terme, l'écart des dépenses de consommations publiques rapportées au PIB, les taux de change réel et nominal ainsi que le compte courant de la zone euro¹¹.

L'*output gap* relatif, calculé entre la zone euro et les États-Unis, est déterminé à partir de la méthode statistique du filtre Hodrick-Prescott¹². Nous avons procédé de la même façon afin de définir l'écart des consommations privées. La série des écarts d'inflation est déterminée à partir des taux d'inflation calculés en glissement annuel. La série des écarts de taux d'intérêt représente la différence entre le taux à court terme de la zone euro et le taux des fonds fédéraux américains. Les innovations de politique budgétaire sont identifiées à partir de la différence des logarithmes des consommations publiques rapportées au PIB¹³. La base de données Datastream fournit une mesure synthétique

9. Cette étude se distingue ainsi de celle menée par Peersman et Smets (2003) qui étudient spécifiquement la transmission de la politique monétaire dans la zone euro et introduisent alors les variables pour les États-Unis dans un vecteur de variables exogènes.

10. 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.

11. Il aurait sans doute été plus approprié d'utiliser une mesure bilatérale du compte courant. La base de données utilisée ne permet cependant pas d'obtenir cette information.

12. Chaque *output gap* a été calculé sur la série prise en logarithme et à partir du plus large échantillon possible, soit 1970Q1-2000Q4. Ceci accroît la qualité de l'ajustement et permet de diminuer les problèmes d'estimation du trend en queue de distribution. Par ailleurs, la valeur du paramètre de lissage a été fixée à 1 600.

13. Dans la littérature, deux types d'instrument sont généralement utilisés : les dépenses de consommations publiques ou le solde budgétaire. Sur notre échantillon, les estimations effectuées à partir des variables de dépenses ont de meilleures propriétés statistiques, ce qui justifie qu'elles soient retenues.

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 calculées par Fagan, Henry et Mestre (2001) pour la zone euro et fournies par le FMI pour les États-Unis. Finalement, afin d'évaluer les effets des différents chocs sur le compte courant, nous avons retenu le solde des transactions courantes de la zone euro rapporté au PIB.

2.3. Méthode d'estimation et identification des chocs monétaires et budgétaires

Le nombre de décalages appliqué à chaque modèle, estimé en niveau, est déterminé à partir d'un test de rapport de vraisemblance. L'absence d'autocorrélation des résidus est également vérifiée afin de corriger éventuellement le nombre de retards introduits. Ces différentes procédures permettent généralement de sélectionner un nombre de retards égal à huit. Il aurait également été possible d'adopter une autre stratégie consistant à estimer un modèle à correction d'erreurs où les différentes variables sont exprimées en différence première. Une telle démarche nécessite alors d'étudier de façon précise les relations de long terme à partir de tests de cointégration multivariés. Nous avons cependant préféré nous inscrire dans la continuité des travaux de Sims (1992), Eichenbaum et Evans (1995), Clarida et Prendergast (1999), Kim et Roubini (2000) ou encore Kim (2001) en estimant directement le VAR en niveau. Cette approche présente l'avantage de pouvoir faire ressortir directement la dynamique du niveau de chaque variable, ce qui rend l'interprétation des fonctions de réponse plus facile et cohérente. Finalement, les fonctions de réponse sont encadrées par un intervalle de confiance à 90 % simulé selon la méthode de Monte Carlo. Ce type de simulations suppose que les résidus des modèles VAR suivent une loi normale multivariée. Une extension dans un cadre multivarié de la statistique de Jarque-Bera permet de vérifier cette hypothèse en effectuant le test joint d'absence de skewness et d'excès de kurtosis. Le tableau en annexe permet de vérifier que les résidus du système ne sont pas autocorrélés et qu'ils suivent une loi normale multivariée.

L'analyse prend pour point de départ une configuration de référence où les innovations sont identifiées à partir d'une décomposition de Choleski. Le vecteur X_t est défini de la façon suivante :

$$(5) X_t = [OG_t, Inf_t, Txct_t, GY_t, TCN_t]'$$

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 exprimées en pourcentage des PIB respectifs

et *TCN* correspond au taux de change nominal dollar/euro. Étant donné l'ordre dans lequel les variables sont placées les restrictions 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 intègre également l'écart de taux dans sa fonction de réaction. Cette hypothèse est sans doute contestable mais elle n'est absolument pas déterminante. Finalement, le taux de change nominal est sensible à l'ensemble des chocs. Cet ensemble de restriction peut être résumé par la forme matricielle suivante:

$$(6) \quad e_t = B_0 \varepsilon_t \Leftrightarrow \begin{pmatrix} e_{OG} \\ e_{Inf} \\ e_{Txct} \\ e_{GY} \\ e_{TCN} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ b_{31} & b_{32} & 1 & 0 & 0 \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & 1 & 0 \\ b_{51} & b_{52} & b_{53} & b_{54} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{OG} \\ \varepsilon_{Inf} \\ \varepsilon_{Txct} \\ \varepsilon_{GY} \\ \varepsilon_{TCN} \end{pmatrix}$$

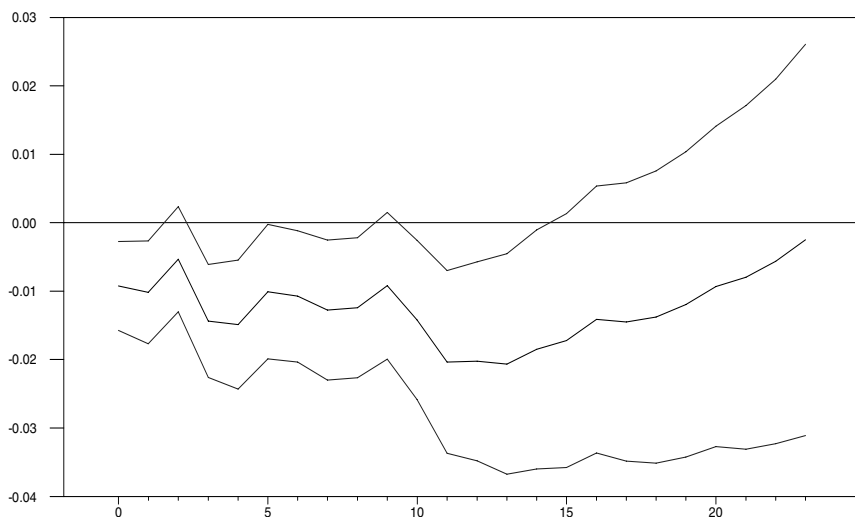
3. Les effets des chocs monétaires et budgétaires sur le taux de change

3.1. La réponse du taux de change dans le modèle de référence

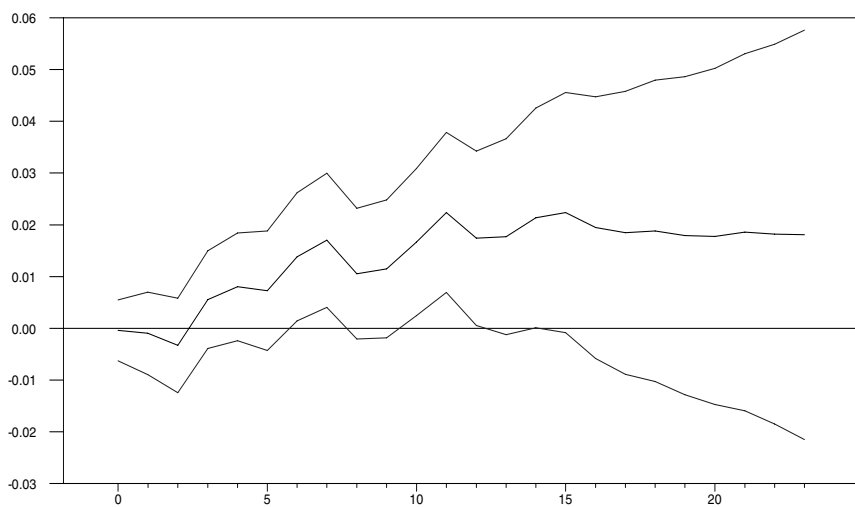
Les fonctions de réponse pour le modèle de référence sont reproduites sur le graphique A1 en annexe. Les réponses particulières du taux de change nominal aux chocs monétaires et budgétaires ont été isolées sur les graphiques 1 et 2 afin de mieux mettre en avant la dynamique de cette variable. Les effets des chocs sur l'*output gap* relatif, l'inflation et le taux de change sont analysés dans un premier temps. Puis, les conséquences des chocs de politique monétaire et budgétaire seront étudiées. Il ressort donc qu'un choc sur l'*output gap* relatif entraîne une augmentation significative de l'inflation pour les cinq premiers trimestres ainsi qu'une hausse de l'écart de taux significative pendant sept trimestres. Quant au taux de change, les résultats ne sont significatifs que pour le dixième trimestre et une dépréciation de l'euro par rapport au dollar est observée. Ces premiers résultats indiquent que les chocs sur l'*output gap* relatif contribuent à accroître la demande ce qui alimente l'inflation et entraîne une réaction des autorités monétaires qui augmentent leur taux. Le choc sur le différentiel

d'inflation n'a d'effets significatifs que sur le taux de change et l'augmentation relative des prix de la zone euro est associée à une dépréciation immédiate et très peu persistante de la monnaie européenne. Inversement, le choc sur le taux de change entraîne une augmentation immédiate et significative de l'inflation pendant trois à quatre trimestres. Le taux d'intérêt à court terme réagit mais la hausse n'est significative qu'après le cinquième trimestre.

1. Réponse du taux de change nominal à un choc monétaire restrictif



2. Réponse du taux de change nominal à un choc budgétaire expansionniste



Source : Estimations de l'auteur.

Lorsque les chocs de politique monétaire sont identifiés à partir de variables de taux, ils ne semblent avoir aucun effet sur l'*output gap* relatif. Dans la plupart des modèles théoriques, tel que le modèle d'approche monétaire à deux pays d'Obstfeld (1985) ou le modèle développé par Obstfeld et Rogoff (1995), la transmission internationale des chocs monétaires est négative en raison de l'effet de compétitivité et du détournement de la demande qui en résulte. Les résultats obtenus ici ne permettent donc pas de valider ce type d'approche. Toutefois, sous les hypothèses *PTM-LCP*, Betts et Devereux (2000) ont montré que la corrélation des niveaux d'activité est accrue ce qui est susceptible d'expliquer l'absence de réaction de l'*output gap* observée. L'évolution de l'inflation à la suite du choc de politique monétaire est très légèrement significative. Pour finir, l'augmentation relative du taux d'intérêt de la zone euro entraîne une appréciation durable de l'euro (voir graphique 1¹⁴) significative pendant quinze trimestres avec un pic atteint entre les dixième et quatorzième trimestres. Ce phénomène de surajustement retardé, déjà mis en évidence par Eichenbaum et Evans (1995), n'est compatible ni avec les conclusions d'Obstfeld et Rogoff (1995) ni avec celles de Dornbush (1976) ou Betts et Devereux (2000). En effet, dans le premier cas, le taux de change nominal s'ajuste instantanément à sa nouvelle valeur d'équilibre tandis qu'il y a surajustement immédiat dans le second. Par ailleurs, on montre que la réponse du taux de change réel est identique (voir graphique A2a en annexe). Dans ce cas, le taux de change réel remplace le taux nominal dans le vecteur X_t . Le choc monétaire entraîne alors également une appréciation réelle durable. L'effet atteint un pic après plus de dix trimestres. Ceci illustre l'absence de validité de la parité des pouvoirs d'achat ce qui par conséquent limite la portée du modèle d'Obstfeld et Rogoff (1995) où la PPA est vérifiée. Même si l'approche développée par Betts et Devereux (2000) ne repose pas sur la PPA, elle n'est pas totalement satisfaisante puisque les déviations par rapport à la loi du prix unique sont transitoires dans la mesure où on retrouve la PPA une fois l'ajustement des prix réalisés. Or, ici, force est de constater que ces déviations sont fortement persistantes.

Le choc budgétaire expansionniste est suivi d'une amélioration significative immédiate de l'*output gap* et de l'inflation (voir graphique A1 en annexe). La dynamique du taux de change est représentée à partir du graphique 1. La réponse au choc est initialement non significative et correspond à une appréciation. La tendance s'inverse par la suite puisque l'euro se déprécie durablement par rapport au dollar. Cette dépréciation est significative autour des septième et onzième trimestres. Deux interprétations à cette évolution du taux de change nominal peuvent être envisagées. Selon la première, la hausse des dépenses publiques diminue le revenu permanent des agents domestiques et

14. Ce graphique représente en fait un agrandissement du cadran représentant la réponse du taux de change au choc monétaire sur le graphique 1.

donc, toute chose égale par ailleurs, leur consommation. La demande d'encaisses réelles est de fait plus faible et l'équilibre sur le marché de la monnaie est restauré *via* une hausse de des prix à la consommation et une dépréciation de la monnaie. On devrait ainsi observer une hausse de la production domestique relative en raison de l'effet de compétitivité et d'un effet d'offre¹⁵. Par ailleurs, le choc budgétaire entraîne également une amélioration du compte courant à court terme du fait de l'augmentation de la production et de la baisse de la consommation. Selon les modèles de choix de portefeuille, l'augmentation des dépenses publiques entraîne une hausse du taux d'intérêt qui à son tour implique une appréciation immédiate de la monnaie et une dégradation du compte courant. Ensuite, afin de restaurer l'équilibre externe, la monnaie se déprécie et le compte courant revient vers l'équilibre. L'intérêt de cette seconde explication est de rendre compte d'une dynamique plus riche du taux de change alors que les ajustements sont instantanés dans Obstfeld et Rogoff (1995). Les réponses du compte courant et des consommations privées sont analysées dans le paragraphe suivant afin de voir s'il est possible de discriminer entre ces deux explications.

De nouveau, il apparaît que la réponse du taux de change réel ne diffère pas de celle du taux de change nominal (voir graphique A2b en annexe). Ce modèle fait donc ressortir une très forte corrélation des fluctuations des taux de change nominal et réel. Ce résultat n'est pas nécessairement surprenant pour les chocs de demande mais le devient beaucoup plus lors d'un choc monétaire. En effet, la persistance des déviations par rapport au taux de PPA peut se justifier pour les chocs d'offre et de demande qui impliquent également un ajustement du taux de change réel. Cependant, elles devraient être beaucoup plus courtes lors de chocs monétaires dans la mesure où une fois l'ajustement des prix réalisé, le taux de change réel n'est plus affecté par le choc. Ce type d'analyse est donc tout à fait révélatrice des difficultés théoriques permettant de rendre compte de la persistance des fluctuations des taux de change réel¹⁶.

3.2. Peut-on préciser les mécanismes de transmission de la politique budgétaire?

Comme nous venons de le préciser, deux interprétations ont été suggérées afin d'apporter une explication à la dépréciation de la monnaie lors d'un choc budgétaire. La dynamique des différentes

15. En effet, on suppose que les biens et les loisirs sont des biens normaux de telle sorte qu'une baisse du revenu entraîne une diminution de la consommation de biens et de loisirs et donc nécessairement une augmentation de l'offre de travail et de la production.

16. Voir Chari, Kehoe et McGrattan (2000).

variables qui ressort des modèles VAR doit donc nous permettre de discriminer entre ces interprétations alternatives. La réponse de la consommation privée est analysée à partir du vecteur suivant et en utilisant une décomposition de Choleski :

$$(7) X_t = [OG_t, Conso_t, Txct_t, GY_t, TCN_t]'$$

L'écart des consommations privées remplace ainsi le différentiel d'inflation. Il ressort alors (voir graphique A3 en annexe) que le choc de taux d'intérêt a toujours le même effet sur le taux de change mais n'a aucune incidence significative sur l'*output gap* et sur l'écart de consommation privée. Le choc budgétaire a le même effet qu'auparavant sur le taux de change nominal. Une augmentation des dépenses publiques entraîne une dépréciation de l'euro à moyen terme. Par contre, les effets sur la consommation privée ne sont pas conformes à ce que l'on pouvait attendre à partir d'un modèle de « Nouvelle macro-économie ouverte » puisque la consommation privée dans la zone euro devrait diminuer en termes relatifs alors qu'elle augmente initialement de façon légèrement significative.

Les effets des chocs sur le compte courant sont mis en évidence à partir du vecteur suivant :

$$(8) X_t = [OG_t, Txct_t, GY_t, GAYZE_t, TCN_t]'$$

Dans la mesure où les chocs sont identifiés en utilisant la décomposition de Choleski, les restrictions sont telles que le compte courant de la zone euro ne peut réagir instantanément qu'aux innovations sur le taux de change nominal. Dit autrement, les autorités monétaires n'intègrent que l'*output gap* relatif dans leur fonction de réaction et les autorités budgétaires ajoutent l'écart de taux d'intérêt. Dans ce cas, le choc de politique monétaire ne semble pas avoir d'effets significatifs sur le compte courant (voir graphique A4 en annexe). Lane (2001b) nuance ce résultat et montre, à partir d'un modèle VAR mais dans des configurations sensiblement différentes, que les chocs monétaires expansionnistes peuvent avoir des effets favorables sur le compte courant. La réponse du taux de change au choc de politique budgétaire n'est globalement pas modifiée mais elle est nettement moins significative dans cette nouvelle configuration. Quant au compte courant, on observe une dégradation initiale significative au cours des quatre premiers trimestres ; la tendance s'inverse par la suite et la zone euro enregistre une amélioration du solde externe. Celle-ci ne semble cependant pas significative pour un intervalle de confiance à 90 %¹⁷. Finalement, il apparaît qu'un choc sur le taux de change nominal n'a aucun effet significatif sur le compte courant alors qu'à l'inverse, un choc positif sur le compte courant entraîne une appréciation légèrement

17. En effet, le choc expansionniste de politique budgétaire entraîne un excédent du solde courant significatif lorsque l'intervalle de confiance est fixé à plus ou moins un écart-type.

significative de l'euro par rapport au dollar. De fait, l'explication fournie dans le cadre d'un modèle « Nouvelle macroéconomie ouverte » trouve assez peu de preuves à partir des différents VAR analysés. Une approche en termes de choix de portefeuille semble plus convaincante même si on ne parvient pas à mettre en évidence une appréciation de l'euro consécutive au choc expansionniste de politique budgétaire. Même si le taux de change s'ajuste aux déséquilibres de la balance courante, on ne trouve inversement pas d'effets significatifs des chocs de taux de change sur le compte courant. Ce type d'analyse en termes de VAR devrait sans doute être approfondi afin de parvenir à une explication des mécanismes de transmission des différents chocs, en particulier les chocs budgétaires. Le rôle de l'investissement devrait notamment être analysé dans la mesure où les comportements d'accumulation du capital permettent d'enrichir la dynamique du compte courant (Baxter, 1995).

4. Sensibilité des fonctions de réponse à la méthode de décomposition

Les fonctions de réponse déterminées précédemment dépendent naturellement des hypothèses retenues pour l'identification. Il est par conséquent nécessaire de se demander si les résultats ne sont pas sensibles à ces choix initiaux. L'ordre dans lequel ont été placées les différentes variables du VAR est essentiel puisqu'il détermine l'ensemble des restrictions posées. Il suffit donc de modifier cet ordre pour que les contraintes identifiantes soient changées. En fait, la sensibilité des résultats repose particulièrement sur l'ordre de la variable « choquée ». Par exemple, pour la réponse du taux de change à un choc de politique monétaire, c'est la place du taux d'intérêt dans le modèle qui est essentielle puisqu'elle détermine l'ensemble d'information pris en compte par les autorités monétaires et par voie de conséquence la nature du choc simulé. Il n'est pas forcément identique de simuler un choc de taux lorsque la banque centrale prend en compte les innovations sur l'activité et les prix par rapport au cas où elle ne prend en compte aucune information.

Les réponses du taux de change aux chocs de politique économique ont donc été déterminées en fonction de la place de l'instrument. On obtient ainsi cinq fonctions de réponse différentes pour le choc de politique monétaire (graphique 3) et pour le choc de politique budgétaire (graphique 4). À chaque fois, seule la place de l'instrument est modifiée, les autres variables du modèle sont toujours placées dans l'ordre décrit par le vecteur (X_t) . Ainsi, sur le graphique 4, la courbe appelée $TCN(Txct1)$ désigne la réponse du taux de change à un choc

de politique monétaire lorsque le taux d'intérêt est en première position. Les autorités monétaires n'intègrent alors aucune innovation sur les autres variables du modèle dans leur fonction de réaction. Toute modification du résidu est interprétée comme un choc « pur » de politique monétaire. De la même façon, $TCN(Txct2)$ désigne la réponse du taux de change au choc monétaire lorsque le taux d'intérêt est en deuxième position et $TCN(Txct3)$ correspond ici exactement à la décomposition de Choleski décrite par l'équation (6). Les interprétations sont identiques pour le graphique 4 représentant les différentes réponses possibles du taux de change nominal au choc budgétaire. Cette fois-ci, on retrouve la décomposition de Choleski initiale pour $TCN(GY4)$.

Globalement, la réponse du taux de change est peu sensible à l'ordre dans lequel a été placé le taux de d'intérêt. Les principales différences concernent la réponse immédiate au choc mais on retrouve systématiquement une appréciation de l'euro et un phénomène de surajustement retardé qui intervient ici entre les 12^e et 19^e trimestres.

Ces conclusions sont renforcées lorsque l'on s'intéresse à la réponse du taux de change nominal à un choc de politique budgétaire. L'augmentation des dépenses publiques est suivie d'une dépréciation nominale qui atteint un pic entre les 12^e et 16^e trimestres. Ces résultats sont vérifiés quelle que soit la place de l'instrument de politique budgétaire et sont donc encore moins sensibles que ceux que l'on a pu obtenir avec le choc monétaire. Il semble donc que les fonctions de réponse simulées dans un premier temps ne soient pas réellement sensibles à l'ordre des différentes variables à l'intérieur du VAR. Les résultats obtenus s'interprètent effectivement de la même façon quel que soit l'ordre de l'instrument¹⁸.

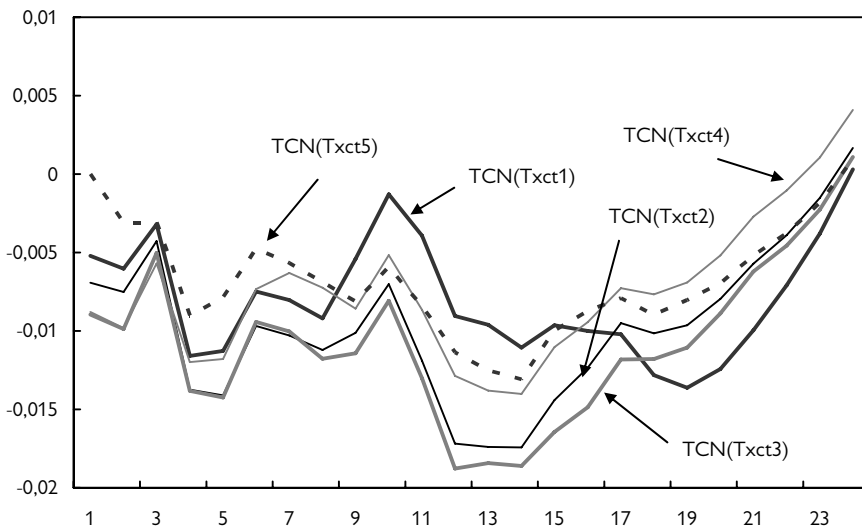
La décomposition de Choleski ne constitue pas la seule méthode permettant d'identifier les innovations structurelles. Il est possible d'établir un ensemble de restrictions de court terme qui ne repose pas sur l'hypothèse de récursivité. On peut par exemple considérer qu'il n'est pas satisfaisant de contraindre la réponse instantanée des taux d'intérêt. Deux explications peuvent alors être avancées pour justifier cette hypothèse. La première est simplement que malgré le rôle essentiel joué par les banques centrales sur les marchés monétaires, celles-ci ne contrôlent qu'imparfaitement les taux d'intérêt à court terme¹⁹. La deuxième repose sur l'idée qu'au cours de la période, les banques centrales acquièrent des informations sur la nature des chocs qui affectent le système et les intègrent dans leur fonction de réaction²⁰.

18. Pesaran et Shinn (1998) ont récemment proposé de simuler des fonctions de réponse généralisées qui ne dépendent pas de l'ordre des différentes variables. La démarche n'est toutefois pas comparable dans la mesure où ce ne sont pas des innovations structurelles qui sont identifiées mais des chocs qui tiennent compte de la distribution historique des résidus.

19. Voir Moschitz (2004).

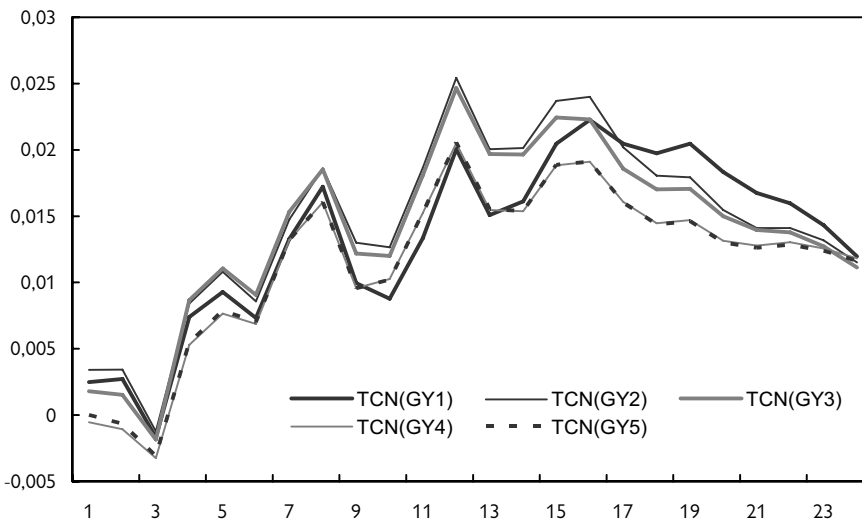
20. Ceci se justifie plus particulièrement pour une périodicité trimestrielle.

3. Politique monétaire et sensibilité de la réponse du taux de change nominal à l'ordre de l'instrument dans le VAR



Source : Estimations de l'auteur.

4. Politique budgétaire et sensibilité de la réponse du taux de change nominal à l'ordre de l'instrument dans le VAR



Source : Estimations de l'auteur.

Le taux d'intérêt est alors susceptible de réagir aux différents chocs. Nous proposons d'identifier les innovations à partir de la décomposition structurelle suivante où le vecteur X étudié est identique à celui décrit par l'équation (5) :

$$(9) \quad \begin{pmatrix} e_{OG} \\ e_{Inf} \\ e_{Txct} \\ e_{GY} \\ e_{TCN} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ b_{31} & b_{32} & 1 & b_{34} & b_{35} \\ b_{41} & b_{42} & 0 & 1 & 0 \\ b_{51} & b_{52} & b_{53} & b_{54} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{OG} \\ \varepsilon_{Inf} \\ \varepsilon_{Txct} \\ \varepsilon_{GY} \\ \varepsilon_{TCN} \end{pmatrix}$$

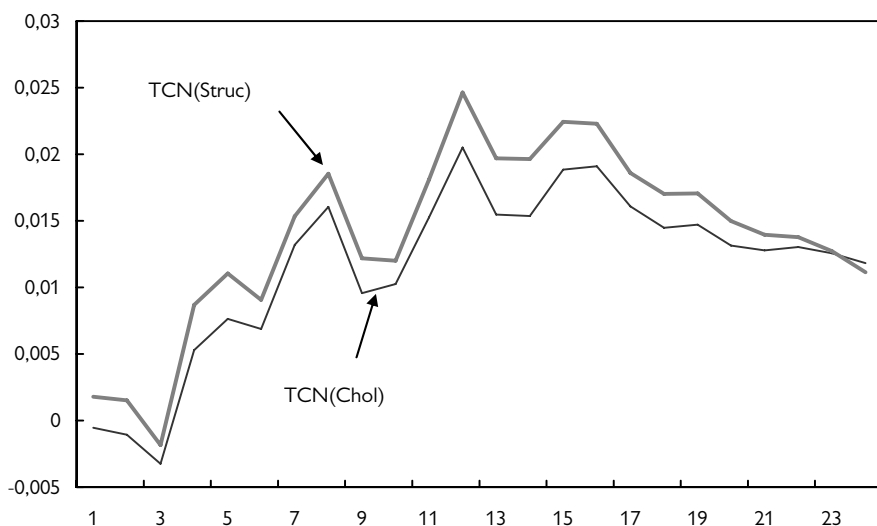
On suppose donc ici que l'activité et l'inflation réagissent uniquement aux chocs idiosyncratiques. Inversement, l'écart de taux d'intérêt et le taux de change dollar/euro peuvent réagir instantanément quel que soit le choc. Finalement, la règle de politique budgétaire indique que les autorités publiques intègrent uniquement l'*output gap* et l'inflation. Ensuite, une fois les contraintes posées, l'estimation du VAR permet de déterminer les différents coefficients b_{ij} de la matrice B_0 . Cependant, s'il existe une solution unique pour l'ensemble des paramètres libres b_{ij} dans le cadre d'une décomposition de Choleski, tel n'est pas le cas pour les méthodes structurelles (Doan, 2000). En pratique, la solution obtenue à partir de l'algorithme dépend de l'initialisation du modèle. Nous comparons donc les fonctions de réponse obtenues avec une décomposition de Choleski et celles qui résultent de la décomposition structurelle (9) en fonction de différentes valeurs d'amorçage. Les graphiques 5 et 6 retracent respectivement les réponses du taux de change nominal aux chocs budgétaires et monétaires.

Pour la politique budgétaire, les réponses du taux de change obtenues à partir de la décomposition structurelle ne sont pas sensibles à l'initialisation retenue et sont très proches de celles obtenues dans le cadre de la méthode de Choleski (graphique 5). Ceci met en évidence la stabilité de la méthode structurelle et l'absence de sensibilité de la dynamique du taux de change aux contraintes identifiantes lors d'un choc budgétaire.

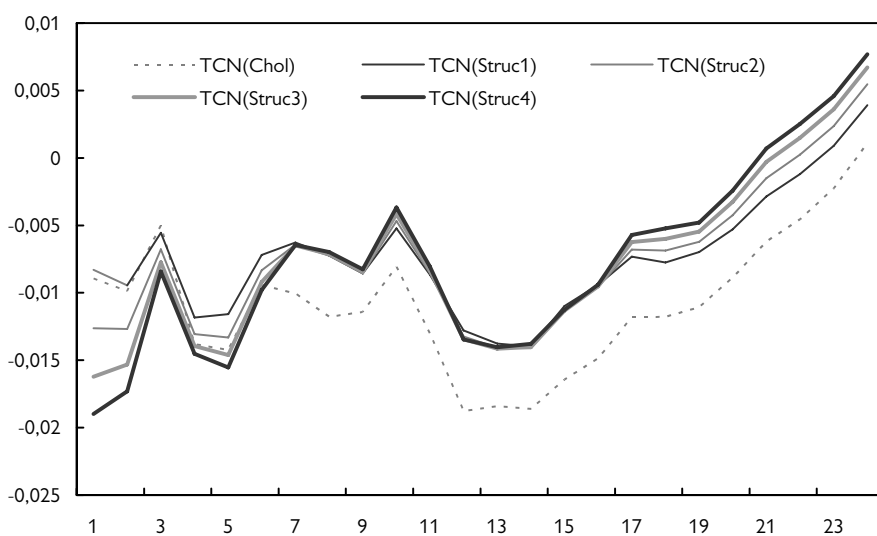
Pour la politique monétaire, les résultats sont plus intéressants dans la mesure où il ressort que la solution obtenue dans le cadre de la décomposition structurelle est plus sensible aux conditions initiales (graphique 6). Les différences sont surtout importantes pour la réponse initiale. Dans le cadre de la décomposition de Choleski, l'appréciation immédiate de l'euro est relativement faible et atteint un pic après douze trimestres. Certaines réponses associées à la décomposition structurelle ont le même profil mais il existe des cas pour lesquels le pic de l'appréciation est atteint dès la première période. On a donc ici un surajustement immédiat du taux de change, résultat plus conforme aux

analyses théoriques développées par Dornbush (1976) ou Betts et Devereux (2000). Ce résultat est de plus significatif lorsque l'on simule un intervalle de confiance par la méthode de Monte Carlo (voir graphique 7). Pour les périodes suivantes, les résultats obtenus sont globalement stables et l'évolution du taux de change est identique dans les différentes configurations structurelles.

5. Stabilité des fonctions de réponse du taux de change au choc budgétaire



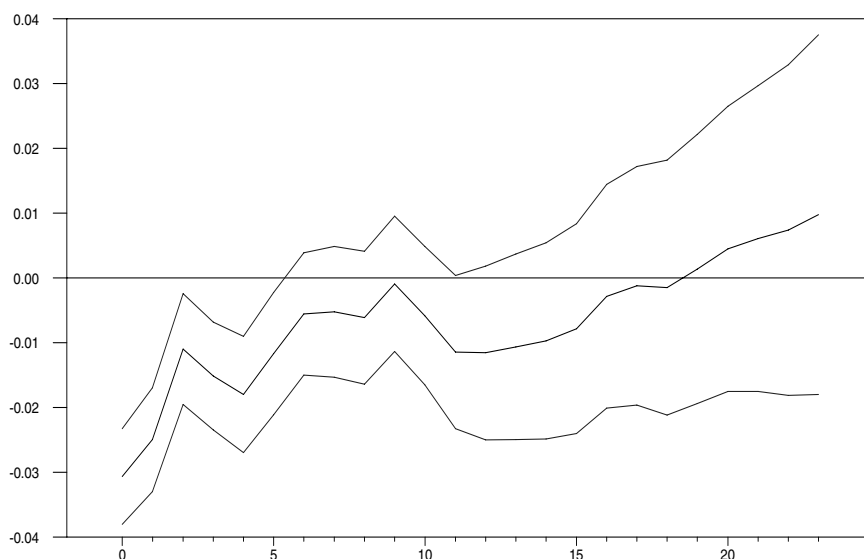
6. Stabilité des fonctions de réponse du taux de change au choc monétaire



Source : Estimations de l'auteur.

On peut donc en déduire que la conclusion selon laquelle la hausse des taux est associée à une appréciation de l'euro est robuste mais que l'effet initial du choc est incertain. En particulier, le phénomène de surajustement retardé n'est pas automatique. Ainsi, le résultat d'Eichenbaum et Evans (1995) peut s'expliquer par la méthode de décomposition qu'ils ont adoptée. Faust et Rogers (2003) parviennent également à cette conclusion pour les taux de change dollar/mark et dollar/livre sterling à partir d'une autre méthode d'estimation du modèle VAR. Ils montrent que le pic atteint par le taux de change se situe dans un intervalle de un à trois ans.

7. Choc monétaire et surajustement immédiat du taux de change



Source : Estimations de l'auteur.

5. Conclusion

Cet article a permis d'étudier les conséquences des chocs de politique monétaire et budgétaire sur le taux de change euro/dollar. Les résultats obtenus pour la politique monétaire sont assez habituels dans le sens où une augmentation relative des taux d'intérêt est associée à une appréciation durable de l'euro. Ils montrent toutefois que le phénomène de surajustement retardé, mis notamment en évidence par Eichenbaum et Evans (1995), est assez peu robuste à la configuration retenue. Il existe en effet des cas pour lesquels le surajustement est immédiat ce qui semble plus conforme à la modélisation théorique développée par Dornbush (1976) ou plus récemment par Betts et

Devereux (2000). Pour la politique budgétaire, une hausse des dépenses publiques en Europe entraîne une dépréciation de l'euro à moyen terme. Cette conclusion n'est pas sensible aux hypothèses adoptées pour identifier les chocs. Deux explications sont avancées pour rendre compte de ce résultat. L'évolution de la consommation privée et du compte ne permettent pas de confirmer les mécanismes de transmission des chocs envisagés dans les modèles de « Nouvelle macroéconomie ouverte ». Si une analyse en termes de choix de portefeuille constitue une explication intéressante, la relation entre le taux de change et le compte courant ne semble pas assez robuste pour pouvoir affirmer que cette interprétation peut être définitivement confirmée.

Références bibliographiques

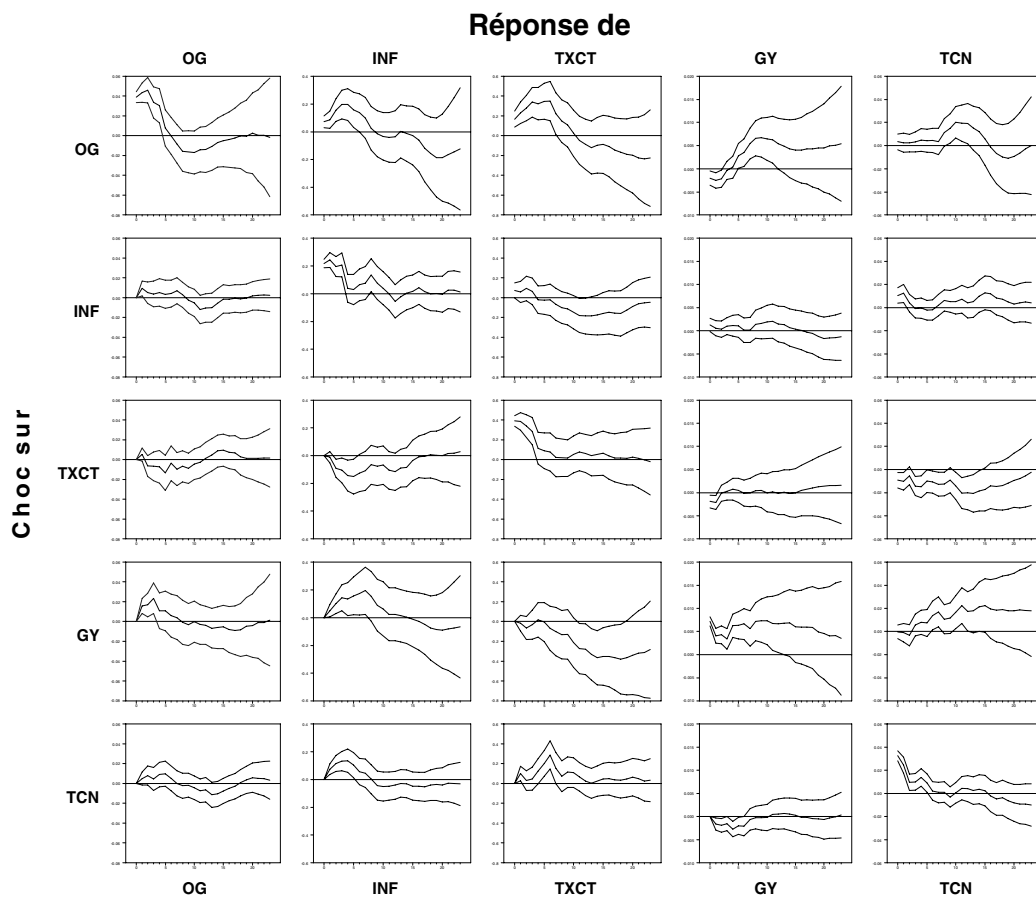
- BAXTER M., 1995 : « International trade and business cycles », in *Handbook of International Economics*, édité par G. M Grossman et K. Rogoff, vol. 3, pp 1801-1864.
- BENIGNO G., 2001 : « Real exchange rate persistence and monetary policy rules », *Mimeo Bank of England*.
- BETTS C. et M. DEVEREUX, 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.
- BRANSON W.H., 1977 : « Asset markets and relative prices in exchange rate determination », *Sozialwissenschaftliche Annalen* 1, pp 69-89.
- BRANSON W.H. and W.H. BUITER, 1983 : « Monetary and fiscal policy with flexible exchange rates » in *Economic Interdependence and Flexible exchange rates*, Bhandari and Putnam editors, pp 251-285.
- CHARI V., P. KEHOE et E. MCGRATTAN, 2000 : « Can sticky price models generate volatile and persistent real exchange rates? », *NBER Working Paper* n° 7869.
- 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.

- DALY K. et C. KEARNEY, 1998 : « Fiscal financing decisions and exchange rate variability », *Journal of Economic Studies* vol. 25, n° 4, pp 309-324.
- DOAN T.A. (2000) : *RATS version 5, User's guide*, Estima.
- 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.
- FAUST J. et J.H. ROGERS, 2003 : « Monetary policy's role in exchange rate behavior », *Journal of Monetary Economics*, 50 pp 1403-1424.
- GANELLI G., 2002 : « The new open economy macroeconomics of government debt », *Mimeo*.
- 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 23-40.
- KIM S., 2001 : « International transmission of US monetary policy shocks: evidence from VAR's », *Journal of Monetary Economics* (48)2, pp 339-372.
- KIM S., 2002 : « Exchange rate stabilization in the ERM: identifying European monetary policy reactions », *Journal of International Money and Finance* 21, pp 413-434.
- 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.
- MOSCHITZ J., 2004 : « The determinants of the overnight interest rate in the euro area », *ECB Working Paper Series*, n° 393.
- OBSTFELD M., 1985 : « Floating exchange rates: experience and prospects », *Brookings Papers on Economic Activity* 2, pp 369-464.

- OBSTFELD M., 2001 : « International macroeconomics: beyond the Mundell-Fleming model », *NBER Working Paper*, n°8369.
- 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, 2000 : « New directions for stochastic open economy models », *Journal of International Economy*, 50(1), pp 117-153.
- PESARAN H. et Y. SHIN, 1998 : « Generalized impulse response analysis in linear multivariate models », *Economic Letters*, 58, pp 17-29.
- PEERSMAN S. et F. SMETS, 2003 : « The monetary transmission mechanism in the euro area: evidence from VAR analysis », in *Monetary Policy Transmission in the Euro Area*, edited by I. Angeloni, A. Kashyap and B. Mojon.
- RANKIN N., 1990 : « Macroeconomic interdependence, floating exchange rates and product substitutability », in *Private Behaviour and Government Policy in Interdependent Economies*, edited by A.S. Courakis et M.P. Taylor.
- ROGERS J.H., 1999 : « Monetary shocks and real exchange rates », *Journal of International Economics* 49, pp 269-288.
- ROGOFF K., 2002 : « The Dornbusch's overshooting model twenty-five years after », *IMF Staff Papers*, vol. 49, pp 1-35.
- SIMS C., 1992 : « Interpreting the macroeconomics time series facts », *European Economic Review*, 36, pp 975-1011.
- SVENSSON L., 1987 : « International fiscal policy transmission », *Scandinavian Journal of Economics*, 89(3), pp 305-334.
- SVENSSON L. et S. Van Wijnbergen, 1989 : « Excess capacity, monopolistic competition and international transmission of monetary disturbances », *The Economic Journal*, 99, pp 785-805.

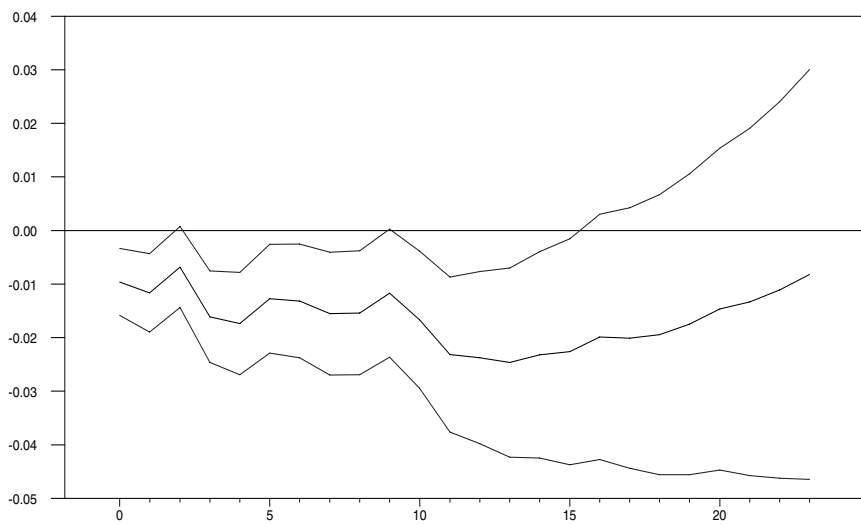
ANNEXE

A1. Fonctions de réponse du modèle de référence

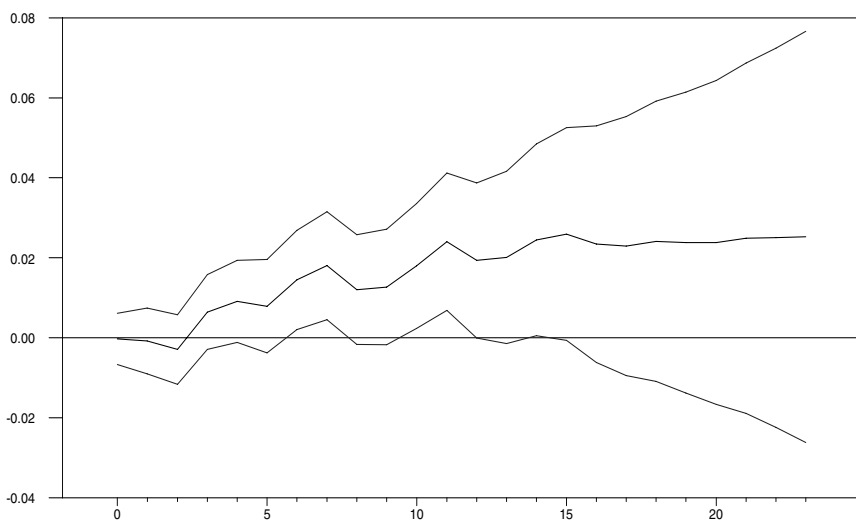


Source : Estimations de l'auteur.

A2a. Réponse du taux de change réel à un choc monétaire restrictif

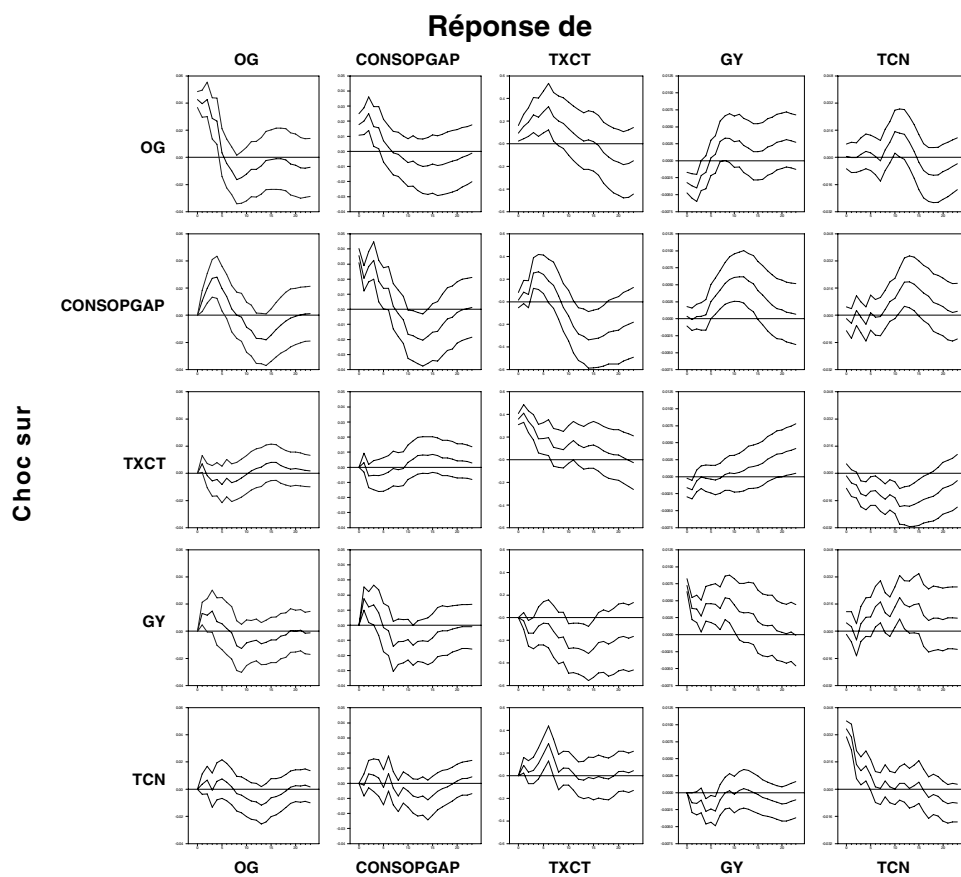


A2b. Réponse du taux de change réel à un choc budgétaire expansionniste



Source : Estimations de l'auteur.

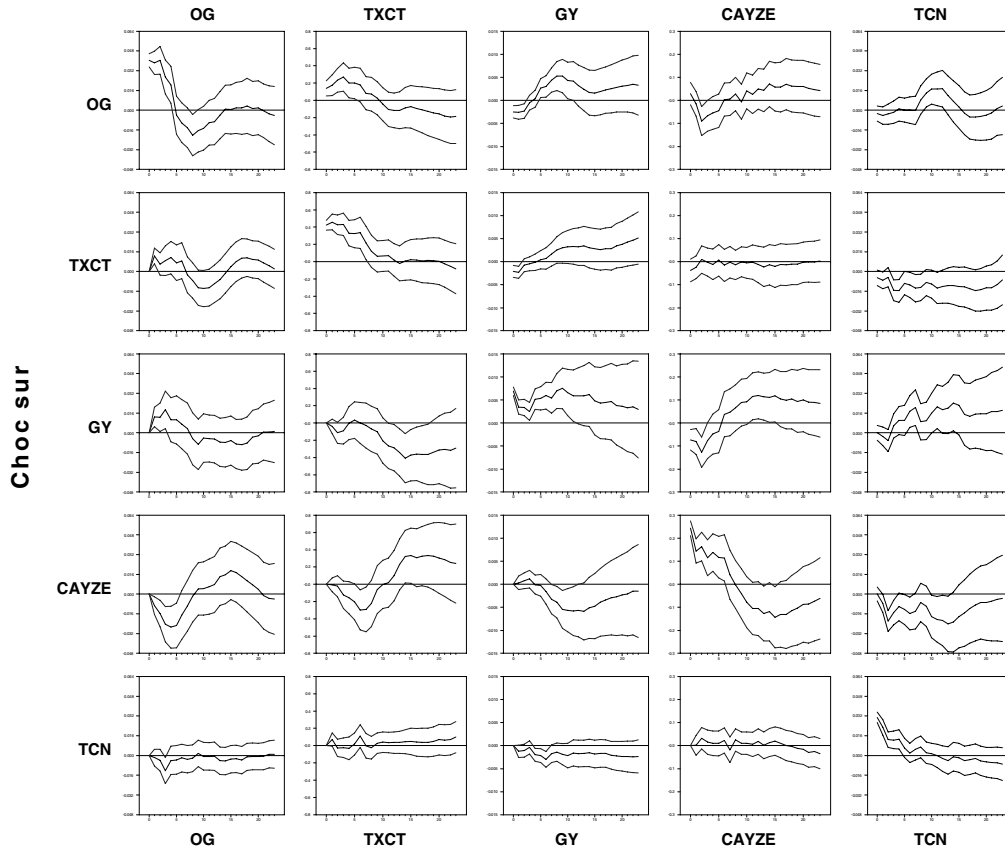
A3. Fonctions de réponse du modèle avec consommations privées relatives



Source : Estimations de l'auteur.

A4. Fonctions de réponse du modèle avec compte courant

Réponse de



Source : Estimations de l'auteur.

Propriétés statistiques des résidus du modèle de référence

	Résidu de la variable expliquée				
	OG	Inflation	Taux courts	GY	TCN
Autocorrélations ^a					
Ordre (2) (<i>p-value</i>)	1,12 (0,57)	2,63 (0,27)	3,42 (0,18)	0,10 (0,95)	0,87 (0,65)
Ordre (4) (<i>p-value</i>)	1,24 (0,87)	4,58 (0,33)	6,96 (0,14)	0,25 (0,99)	3,86 (0,43)
Ordre (8) (<i>p-value</i>)	4,65 (0,79)	9,73 (0,28)	7,63 (0,47)	4,85 (0,77)	6,45 (0,60)
Test de normalité multivariée ^b (<i>p-value</i>)					
Skewness : 6,67 (0,25)					
Excès de Kurtosis : 2,33 (0,80)					
Test joint : 8,99 (0,11)					

a : l'hypothèse nulle du test correspond à l'absence d'autocorrélation des résidus.

b : l'hypothèse nulle du test correspond à l'absence jointe de skewness et d'excès de kurtosis, c'est-à-dire à la normalité multivariée des résidus.

Source : Estimations de l'auteur.

