
Janvier 1994

***Les sources des fluctuations
des taux de change en Europe
et leurs implications pour
l'union monétaire***

Alain DeSerres et René Lalonde

Les opinions exprimées dans cette étude sont celles des auteurs
et n'engagent pas la Banque du Canada.



ISSN : 0713-7931

ISBN : 0-662-98810-8

Imprimé au Canada sur du papier recyclé

TABLE DES MATIÈRES

| | |
|--|------|
| Remerciements | v |
| Résumé | vii |
| Abstract | viii |
| 1 Introduction et sommaire | 1 |
| 2 Méthodologie et choix des variables | 5 |
| 2.1 Différentes méthodes de décomposition du taux de change réel | 5 |
| 2.2 Méthode de Blanchard et Quah | 7 |
| 2.3 Données | 12 |
| 2.4 Tests de stationnarité et de cointégration | 12 |
| 3 Résultats | 19 |
| 3.1 Décomposition de la variance des taux de change réels et nominaux .. | 19 |
| 3.2 Taille des chocs structurels et des paramètres de simultanéité | 25 |
| 3.3 Réaction des taux de change aux chocs structurels | 29 |
| 4 Interprétation des résultats | 31 |
| 4.1 Implications pour l'union monétaire européenne | 31 |
| 4.2 Implications pour la modélisation des taux de change réels | 35 |
| 5 Conclusions | 39 |
| ANNEXE 1 : | 41 |
| ANNEXE 2 : | 45 |
| ANNEXE 3 : | 47 |
| ANNEXE 4 : | 51 |
| BIBLIOGRAPHIE | 55 |

Remerciements

Nous remercions Robert Lafrance, John Murray, Pierre St-Amant et Simon van Norden pour leurs commentaires et suggestions. Cette étude a également bénéficié des commentaires que Robert Kollman, de l'Université de Montréal, nous a faits dans le cadre du Congrès de la Société canadienne de science économique. Nos remerciements vont aussi à Kevin Cassidy pour sa contribution à la mise sur pied de la banque de données, à Eddy Cavé pour sa contribution à la rédaction du texte et à Brenda Séguin pour le travail de traitement de textes. Nous assumons l'entière responsabilité des erreurs que ce texte pourrait contenir.

Résumé

La présente étude traite de la question de l'union monétaire européenne à partir d'une approche empirique. L'objectif principal de l'étude est d'évaluer le degré d'asymétrie des chocs affectant un ensemble de huit pays européens susceptibles de former le noyau d'une éventuelle union monétaire. Étant donné que la mesure qui importe le plus est le degré d'asymétrie des chocs réels, notre approche consiste à utiliser les fluctuations observées des taux de change réels comme un indicateur du degré d'asymétrie des chocs et d'en extraire les composantes réelles (qui sont permanentes) et les composantes nominales (qui sont transitoires) par le biais de l'information contenue dans les variations du taux de change nominal. La méthode de décomposition utilisée est celle recommandée par Blanchard et Quah (1989) et adaptée au cas des taux de change réels. De façon générale, les résultats démontrent que, même à court terme, les chocs réels constituent la principale source des fluctuations des taux de change réels. Les résultats suggèrent également que l'Allemagne, les Pays-Bas et la Belgique pourraient former le noyau d'une union monétaire, alors que le Royaume-Uni et l'Espagne auraient à assumer des coûts d'ajustement importants. Quant aux autres pays inclus dans l'étude (la France, l'Italie et la Suisse), ils représentent des cas intermédiaires.

Abstract

The objective of this paper is to provide an empirical evaluation of the degree of shock asymmetry between eight European countries that would form the core of a monetary union. Given that the relevant measure is the degree of real shock asymmetry, our approach is to use the observed movement in real exchange rates as an indicator of the degree of shock asymmetry and to decompose it into real (permanent) and nominal (temporary) components, using information from the nominal exchange rate in a bivariate system. The decomposition method used is similar to that proposed by Blanchard and Quah (1989) and has been adapted to the case of exchange rates. In general, the results indicate that even in the short run, real shocks represent the dominant source of fluctuations in real exchange rates. The results also suggest that Germany, the Netherlands and Belgium together could form the core of a monetary union, whereas Spain and the United Kingdom could potentially face serious adjustment costs. The other countries included in the study (France, Italy and Switzerland) represent intermediate cases.

1 Introduction et sommaire

Dans une série d'études dont l'impact a été considérable, Mundell (1961), McKinnon (1963) et Kenen (1969) ont identifié un ensemble de critères relatifs à la création de zones monétaires optimales¹. Un des critères majeurs qui ressort de leurs analyses est le degré d'asymétrie des chocs frappant les diverses économies. Plus les effets des chocs divergent d'une économie à l'autre, plus le degré de mobilité des facteurs de production doit être élevé entre ces économies pour que les avantages d'une union monétaire -- ou d'un système de taux de change fixe -- soient supérieurs aux coûts. Par conséquent, il peut être utile pour les pays d'Europe désireux de former une éventuelle union monétaire d'évaluer empiriquement le degré d'asymétrie des chocs affectant leurs économies.

À cette fin, les auteurs de certaines études récentes ont appliqué la méthode du filtre de Kalman à des modèles d'espace d'état (*state-space*) de façon à estimer les composantes communes et spécifiques des variations de l'emploi dans un ensemble de pays ou de régions (Lalonde [1993]). Une telle approche vise principalement à quantifier le degré d'asymétrie des chocs affectant les différents espaces économiques sur la base de l'information directement observable. Une des faiblesses de cette méthode est qu'elle ne fait pas de distinction entre les chocs nominaux et les chocs réels. Or, pour juger de l'optimalité *ex ante* d'une union monétaire, il est préférable d'observer le degré d'asymétrie des chocs réels, puisque ceux-ci sont purgés des effets de la politique monétaire. De la même façon, les implications des chocs asymétriques seront différentes selon que ceux-ci sont temporaires ou permanents. Par exemple, du strict point de vue du coût de l'abandon du taux de change comme outil d'ajustement, il est possible qu'une union monétaire soit souhaitable même dans le cas où les chocs asymétriques sont importants, si une large proportion de ces chocs s'avèrent temporaires. Une façon de remédier au problème consiste à décomposer la composante permanente (réelle) et la composante tempo-

1. Pour un survol récent de la littérature relative aux zones monétaires optimales et plus précisément sur les avantages et inconvénients d'une union monétaire, consulter Murray et Fenton (1993), Taylor et Masson (1992) et DeGrauwe (1992).

raire (nominale) des variables examinées en sous-composantes communes et spécifiques (Chamie, DeSerres et Lalonde [1993]).

Une autre approche consiste à utiliser l'évolution observée de la variance du taux de change réel comme indicateur du degré d'asymétrie des chocs et d'en extraire la composante temporaire et la composante permanente en exploitant l'information contenue dans les données du taux de change nominal. Notre étude privilégie cette deuxième approche. La méthode utilisée pour identifier l'origine des chocs affectant les séries observées est celle suggérée par Blanchard et Quah (1989) et appliquée récemment au taux de change réel des États-Unis par Lastrapes (1992)². En vertu de l'application que nous avons faite de cette méthode, un choc dont l'effet sur le taux réel est permanent est nécessairement de source réelle, alors qu'un choc dont l'effet est temporaire équivaut à un choc nominal. Les deux types de décomposition (choc permanent par opposition à temporaire ou choc réel par opposition à nominal) peuvent donc être utilisés de façon interchangeable dans le cas du taux de change réel. Les résultats de la présente étude, qui porte exclusivement sur les devises d'un groupe de pays d'Europe susceptibles de former le noyau d'une éventuelle union monétaire, pourront, nous l'espérons, contribuer au débat en cours sur les avantages et inconvénients d'une telle union.

En plus d'apporter une contribution non négligeable au débat sur les avantages d'une union monétaire européenne, la décomposition de la variance entre ces deux composantes, la temporaire et la permanente, permet d'évaluer dans une certaine mesure l'importance relative que l'on devrait accorder aux théories de la détermination du taux de change qui

2. DeGrauwe et Heens (1993) utilisent également le critère de la variabilité du taux de change réel pour déterminer le regroupement de devises désirable au sein de la CEE. Dans la même veine, Poloz (1990) compare la variabilité des taux de change réels entre les quatre principaux pays européens avec celle des taux de change réels entre les diverses régions du Canada et conclut à la viabilité d'une éventuelle union monétaire en Europe. Par ailleurs, Roger (1991) évalue le degré d'asymétrie des chocs d'un ensemble de pays industrialisés en examinant la variabilité des termes de l'échange en termes relatifs plutôt qu'absolus. Toutefois, contrairement à la présente étude, ces approches ont en commun deux principales lacunes. D'abord, en examinant les variations des taux de change réel, elles ne permettent pas de distinguer les chocs eux-mêmes (impulsion) de la réaction à ces chocs (propagation). En outre, elles ne font pas de distinction entre les chocs de source réelle et ceux de source nominale.

associent les variations observées des taux de change à des déviations persistantes, mais non permanentes, par rapport à une valeur d'équilibre stationnaire. Le modèle de Dornbusch (1976) est probablement le plus répandu de ceux où l'essentiel des variations observées du taux de change réel est attribué à des impulsions nominales dont l'effet est temporaire, mais peut s'étendre sur plusieurs années. De nombreux auteurs ont attribué l'échec que ce type de modèle a connu sur le plan empirique à l'absence de facteurs réels pouvant expliquer les variations du taux de change d'équilibre [entre autres Meese et Rogoff (1988) et Baxter (1992)]. La décomposition peut justement nous donner un aperçu de l'importance que les fluctuations à court terme du taux de change d'équilibre peuvent avoir dans le long terme.

Afin de juger de l'optimalité de l'union monétaire sur la base de critères relatifs, on compare la taille des chocs réels asymétriques associés aux taux de change bilatéraux (vis-à-vis du mark) d'un ensemble de huit pays européens avec celle des chocs réels associés aux taux de change effectifs des mêmes devises. Ainsi, selon le critère de la taille des chocs réels asymétriques (par rapport à l'Allemagne), nos résultats indiquent que les Pays-Bas, la Belgique et l'Allemagne formeraient le noyau d'une éventuelle union monétaire européenne, puisque la taille de leur choc est relativement modeste. Par contre, à l'opposé, le Royaume-Uni et l'Espagne pourraient s'exposer à des problèmes d'ajustement accrus en entrant dans l'union monétaire et se retrouver donc dans une zone périphérique, puisque la taille de leurs chocs asymétriques bilatéraux est supérieure à celle de leurs chocs asymétriques vis-à-vis du «reste du monde». Quant à la France, l'Italie et la Suisse, elles représentent des cas intermédiaires, la taille de leurs chocs asymétriques par rapport à l'Allemagne étant légèrement plus élevée que celle des Pays-Bas et de la Belgique³. De plus, nos résultats tendent à supporter la vision selon laquelle le système monétaire européen (SME) est asymétrique et dominé par la politique monétaire allemande. Finalement, nos résultats montrent que, même à court terme, les

3. Dans l'ensemble, ces résultats sont conformes à ceux obtenus par Chamie, DeSerres et Lalonde (1993), qui examinent la question à partir d'une méthodologie différente. La seule différence importante est que ces auteurs placent la Suisse au coeur de la zone monétaire optimale plutôt que dans une zone intermédiaire.

chocs réels constituent la principale cause des fluctuations des taux de change réels et donc que les modèles axés sur des facteurs monétaires comme source d'impulsion ne peuvent avoir qu'une portée relativement limitée.

La section 2 présente la méthodologie de Blanchard et Quah ainsi qu'une brève description des données utilisées. Les pays dont la devise est incluse dans l'étude sont les suivants : l'Allemagne, la France, les Pays-Bas, la Belgique et l'Italie (membres du SME depuis sa fondation); le Royaume-Uni et l'Espagne (membres récents ou provisoires du SME); la Suisse (non-membre). Les résultats de la décomposition sont analysés dans la section 3. La section 4 présente une discussion des incidences des résultats sur l'évaluation des coûts d'une union monétaire et situe l'analyse dans le contexte du système actuellement en vigueur en Europe. La section 5 résume les principales conclusions.

2 Méthodologie et choix des variables

Depuis que la présence de racines unitaires dans le niveau de plusieurs agrégats économiques est devenu un sujet de recherche important, il est courant de caractériser le processus de certains de ceux-ci par une somme de deux composantes stochastiques, soit une permanente et une cyclique ou temporaire. La taille relative de chacune des deux composantes étant inobservable, elle doit être déduite à partir du mouvement observé de la série agrégée. Chaque méthode utilisée pour identifier les composantes fait appel à des hypothèses plus ou moins fondées de la théorie économique et compte donc une bonne part d'arbitraire. De plus, dans la plupart des cas, on ne connaît que les propriétés asymptotiques des méthodes d'estimation mais on les applique à des échantillons dont la taille est finie, voire relativement courte. La présente section retrace quelques-unes des méthodes utilisées dans le passé pour identifier la composante permanente des taux de change réels et expose en détail l'une d'entre elles, proposée par Blanchard et Quah (1989).

2.1 Différentes méthodes de décomposition du taux de change réel

Différentes méthodes de décomposition ont été utilisées dans le passé pour tenter d'évaluer la composante permanente de diverses mesures du taux de change réel. Huizinga (1987) a appliqué la méthode de Beveridge et Nelson (1981) à une série de taux de change bilatéraux du dollar américain dégonflés par les indices des prix à la consommation (IPC) respectifs et a évalué l'importance de la composante cyclique sur un horizon de quatre ans à environ 35% en moyenne. Toutefois, la méthode de Beveridge et Nelson repose sur l'hypothèse d'une corrélation parfaite entre les chocs générant les processus permanent et cyclique. (En fait il s'agit d'une seule et même innovation.) Puisque l'auteur suppose que cette corrélation est positive, les deux composantes vont dans le même sens après un choc de sorte qu'implicitement, le multiplicateur à long terme des innovations est contraint de prendre une valeur inférieure à l'unité. De façon plus générale, les méthodes de décomposition univariées ont été sérieusement remises en question par Quah (1992), qui démontre qu'à moins de recourir

à des restrictions *ad hoc* supplémentaires (c'est-à-dire sans véritable fondement théorique), ces méthodes ne permettent pas d'identifier l'importance relative des composantes permanentes et cycliques des séries examinées.

À l'aide d'une approche très différente et multivariée, Campbell et Clarida (1987) arrivent également à la conclusion qu'une très forte proportion des variations du taux de change réel du dollar américain est attribuable à des changements du taux d'équilibre de long terme, donc à sa composante permanente. Leur méthode consiste à poser un modèle d'espace d'état reliant deux variables observables, soit le taux de change réel et l'écart de taux d'intérêt réel *ex post*, à trois variables inobservables, soit l'écart de taux d'intérêt réel *ex ante*, l'erreur de prévision de l'écart d'inflation et le taux de change réel anticipé de long terme. Étant donné que l'estimation des paramètres du modèle par la technique du filtre de Kalman exige que l'on caractérise les processus de chacune des variables inobservables, Campbell et Clarida supposent que le taux de change réel d'équilibre suit une marche aléatoire, ce qu'ils justifient en maintenant l'hypothèse que la parité des pouvoirs d'achat (PPP) tient de façon *ex ante*. Bien que le choix des variables incluses dans leur système soit dicté par le modèle basé sur les rigidités de prix de Dornbusch (1976), ils concluent, à partir des résultats obtenus, qu'une part relativement faible des variations du taux de change réel peut être associée aux écarts de taux d'intérêt réels et rejettent ainsi l'hypothèse centrale du modèle.

Plus récemment, Baxter (1992) a utilisé une version multivariée de la technique de Beveridge et Nelson pour décomposer le taux de change réel bilatéral du dollar américain vis-à-vis du franc français, du mark, du yen, du franc suisse et de la livre sterling. Comparativement à la version univariée, la méthode de Beveridge et Nelson multivariée conduit à une telle augmentation de l'importance de la composante temporaire que, dans le court terme, celle-ci est plus importante que la composante permanente dans plusieurs des cas examinés. Néanmoins, l'importance de la composante permanente demeure significative, même à court terme.

Lastrapes (1992) applique la méthode préconisée par Blanchard et Quah pour décomposer le taux de change bilatéral réel du dollar américain

vis-à-vis du mark, de la livre sterling, du yen, de la lire et du dollar canadien. La méthode utilise l'information sur le taux de change réel et nominal et identifie l'importance relative des chocs permanents et temporaires en faisant l'hypothèse que les chocs réels peuvent avoir un effet permanent sur les deux séries, mais que les chocs nominaux n'ont qu'un effet temporaire sur le taux de change réel. Bien que les résultats obtenus par Lastrapes confirment dans la plupart des cas une contribution significative des chocs temporaires (nominaux), celle-ci est systématiquement dominée par la portion attribuable aux chocs permanents (réels) même à très court terme. Ainsi, la proportion de la variance du taux de change réel attribuable aux chocs permanents à l'impact se situe entre 63% (chiffre obtenu dans le cas du mark) et 94% (dans le cas du dollar canadien).

Enfin, dans la même veine, Lothian et Evans (1991) combinent l'approche de Blanchard et Quah avec celle de Watson et Shapiro (1988) et décomposent également une série de taux de change bilatéraux du dollar vis-à-vis des devises de l'Allemagne, du Japon, de l'Italie et du Royaume-Uni sur un échantillon s'étendant de 1974 à 1989. Une différence importante par rapport à l'étude de Lastrapes réside dans le fait que ces auteurs utilisent l'information relatives aux taux d'inflation au pays et à l'étranger plutôt que celle relative aux taux de change nominal pour extraire les composantes permanente et temporaire du taux de change réel. Ceci leur permet notamment de déterminer avec plus de précision si le choc affectant le taux de change réel est d'origine interne ou externe. À l'instar de Lastrapes, ils identifient dans chacun des cas une composante temporaire suffisamment importante pour rejeter l'idée que le processus des taux de change réels est caractérisé par une marche aléatoire, bien que cette composante temporaire soit systématiquement influencée par la composante permanente.

2.2 Méthode de Blanchard et Quah

Blanchard et Quah (1989) estiment un modèle autorégressif (VAR) à deux variables, soit la production et le taux de chômage, dans le but d'identifier la contribution relative des chocs d'offre et de demande aux fluctuations de chacune des deux séries. L'originalité de leur approche réside dans le fait

qu'ils appliquent une restriction aux effets à long terme des deux types de chocs. Plus particulièrement, ils formulent l'hypothèse que les chocs de demande ont un effet temporaire sur le niveau de la production (effet nul à long terme). La restriction utilisée étant mieux ancrée dans la théorie économique, une telle méthode d'identification des paramètres structurels du VAR (ainsi que des résidus structurels) est moins arbitraire que la technique habituelle, qui consiste à appliquer une décomposition de Choleski à la matrice de variance-covariance des résidus de forme réduite. L'interprétation des paramètres du VAR identifiés à l'aide de cette dernière approche a été critiquée par Cooley et Leroy (1985) qui lui reprochent, entre autres, de ne pas pouvoir justifier les restrictions imposées.

Dans cette étude, nous appliquons une décomposition de Blanchard et Quah au système suivant à deux variables :

$$\Delta y_t = \begin{bmatrix} \Delta z_t \\ \Delta s_t \end{bmatrix}$$

où Δz_t et Δs_t représentent le changement en première différence du logarithme des taux de change réel et nominal respectivement. La dynamique de Δy_t peut être décrite par le système linéaire suivant:

$$\Delta y_t = \Gamma_0 \Delta y_t + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \Gamma_q \Delta y_{t-q} + u_t \quad (1)$$

où

$$\Gamma_0 = \begin{bmatrix} 0 & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & 0 \end{bmatrix} \quad \text{et} \quad u = \begin{bmatrix} u_z \\ u_s \end{bmatrix}$$

Généralement, on suppose que la relation (1) comporte suffisamment de retards pour que le vecteur des résidus soit traité comme «un bruit blanc». La spécification de la matrice de variance-covariance suppose qu'il

n'y a pas de corrélation entre les deux types de chocs structurels (un permanent et un temporaire) que l'on tente d'identifier.

Ainsi,

$$E(u_t u_t') = \Omega = \begin{bmatrix} \omega_{11}^2 & 0 \\ 0 & \omega_{22}^2 \end{bmatrix} \quad (2)$$

Bien que restrictive, cette hypothèse n'est pas incompatible avec la théorie traditionnelle qui définit le cycle économique comme un phénomène temporaire répondant à des impulsions indépendantes de celles qui affectent la valeur d'équilibre des principaux agrégats⁴. Sans cette hypothèse, le type de décomposition que l'on envisage dans cette étude perd son sens, dans la mesure où il est lié à la restriction de long terme utilisée.

Pour procéder à l'estimation, il faut transformer le système en forme réduite:

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= (I - \Gamma_0)^{-1} \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + (I - \Gamma_0)^{-1} \Gamma_q \Delta y_{t-q} + (I - \Gamma_0)^{-1} u_t \\ \Delta y_t &= \Pi_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Pi_q \Delta y_{t-q} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (3)$$

où

$$E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} \end{bmatrix} = (I - \Gamma_0)^{-1} \Omega (I - \Gamma_0)^{-1'} \quad (4)$$

4. Cette absence de lien causal entre le cycle économique et la tendance a été remise en question, entre autres par les modèles d'hystérèse qui supposent que l'équilibre de long terme de certains agrégats peut être affecté par des chocs temporaires.

L'équation (3) représente le système VAR estimé. Une fois les paramètres estimés, l'objectif consiste à identifier ceux qui permettront de déterminer les résidus structurels du système (u_t) à partir des résidus du VAR (ε_t). La relation (4) nous donne un système comportant trois équations (soit une pour chacun des éléments de la matrice symétrique Σ) et quatre paramètres inconnus (soit $\alpha_{12}, \alpha_{21}, \omega_{11}, \omega_{22}$). Une restriction supplémentaire est donc nécessaire pour identifier le système.

Comme il a été mentionné précédemment, une approche utilisée fréquemment consiste à appliquer la décomposition de Choleski à la matrice Σ , ce qui, dans de nombreuses applications, équivaut à donner la valeur zéro à un des deux effets contemporains α_{12}, α_{21} (en ordonnant les variables dans le VAR de façon appropriée)⁵. Dans un système à deux variables, cela revient à supposer que l'une d'elles est prédéterminée par rapport à l'autre. Dans de nombreux cas, un tel choix est tout à fait arbitraire, mais peut influencer considérablement l'interprétation des résultats.

La proposition de Blanchard et Quah (dorénavant BQ) consiste plutôt à imposer à la matrice des effets à long terme une restriction selon laquelle l'effet des chocs nominaux sur le niveau du taux de change réel est nul à long terme. Une telle restriction exige d'abord que l'on représente le système VAR sous la forme d'une moyenne mobile :

$$\Delta y_t = \sum_{i=0}^{\infty} \Pi^i \varepsilon_{t-i} \quad (5)$$

que l'on peut réécrire sous la forme générale suivante :

$$\Delta y_t = \varepsilon_t + C_1 \varepsilon_{t-1} + C_2 \varepsilon_{t-2} + \dots = C(L) \varepsilon_t \quad (6)$$

5. La critique de Cooley et Leroy mentionnée précédemment porte principalement sur le fait qu'en imposant une structure récursive contemporaine au modèle estimé, la décomposition de Choleski fait perdre à l'analyse d'un système VAR son caractère athéorique. Malheureusement, la structure récursive qui en découle est souvent difficile à justifier sur le plan théorique.

où $C(L)$ est un polynôme de retards d'ordre infini tel que $C_k L^k \varepsilon_t = \Pi^k \varepsilon_{t-k}$ représente l'effet sur Δy_t d'un choc survenu à $t-k$. En vertu de cette notation, l'effet à long terme (lorsque $k \rightarrow \infty$) d'un choc sur le niveau des taux de change équivaut à :

$$Y_t = C(1) \cdot \varepsilon_t \quad (7)$$

où selon la relation (2),

$$\varepsilon_t = (I - \Gamma_0)^{-1} u_t \quad (8)$$

En combinant les relations (7) et (8), on obtient la matrice des effets à long terme des résidus structurels sur le niveau des taux de change réels et nominaux⁶.

$$Y = C(1) \cdot (I - \Gamma_0)^{-1} u = \frac{1}{(1 - \alpha_{12} \alpha_{21})} \times$$

$$\begin{bmatrix} C(1)_{11} + C(1)_{12} \alpha_{21} & C(1)_{11} \alpha_{12} + C(1)_{12} \\ C(1)_{21} + C(1)_{22} \alpha_{21} & C(1)_{21} \alpha_{12} + C(1)_{22} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} u_z \\ u_s \end{bmatrix}$$

Étant donné la restriction suivant laquelle un choc nominal u_s n'a pas d'effet à long terme sur le niveau du taux de change réel z , la matrice

$C(1) \cdot (I - \Gamma_0)^{-1}$ doit être triangulaire (c'est-à-dire avoir un zéro au-dessus de la diagonale). Cela permet ainsi l'identification de α_{12} :

$$\alpha_{12} = -C(1)_{12} / C(1)_{11}$$

La valeur de ce paramètre étant connue, le système d'équations implicite dans (4) peut être résolu pour les autres paramètres structurels inconnus,

6. $C(1)$ dénote le polynôme $C(L)$ évalué à $L = 1$. Mathématiquement, cela représente la somme de tous les coefficients de retards contenus dans $C(L)$.

soit $\alpha_{21}, \omega_{11}, \omega_{22}$. Une description plus détaillée de la méthode de solution utilisée est présentée à l'Annexe 1.

2.3 Données

La méthode décrite dans la section précédente est appliquée aux taux de change effectifs de huit devises européennes ainsi qu'aux taux de change bilatéraux de ces mêmes devises vis-à-vis du mark. Les pays dont la devise est incluse dans l'étude sont les suivants : l'Allemagne, la France, les Pays-Bas, la Belgique et l'Italie (membres du SME depuis sa fondation); le Royaume-Uni et l'Espagne (membres récents ou provisoires du SME) et la Suisse (non-membre)⁷.

Les taux de change effectifs, nominaux et réels, basés sur les données publiées par la Morgan Guaranty Trust sont calculés à partir d'un groupe de 15 pays industriels. Le taux de change réel est calculé à partir des indices des prix de gros. Les données sont utilisées sur une base mensuelle sur la période allant 1970 à 1991 inclusivement. Dans le cas des taux de change bilatéraux vis-à-vis du mark, on dispose aussi de données mensuelles, mais pour la période remontant à 1961 (sauf pour l'Italie dont le taux de change réel ne peut être calculé qu'à partir de 1967). Dans ce cas, nous avons appliqué la méthode à toute la période échantillonnale (1961-1991) ainsi qu'à la sous-période comparable à celle utilisée pour les taux de change effectifs (1970-1992). Les taux de change bilatéraux réels sont basés sur les indices des prix à la consommation.

2.4 Tests de stationnarité et de cointégration⁸

La procédure de décomposition de BQ repose sur plusieurs hypothèses ou restrictions, dont certaines peuvent être testées au préalable. D'abord, la présence d'une composante permanente (stochastique) dans le taux de change réel implique que le niveau de cette variable n'est pas stationnaire. Dans le cas du taux de change nominal, a priori il n'y a aucune restriction

7. L'Irlande et le Danemark sont les seuls pays membres non inclus dans l'étude. Seules des raisons liées à la disponibilité des données expliquent cette exclusion.

8. Cette partie du travail a été grandement facilitée par l'utilisation des procédures de tests de racine unitaire et de cointégration programmées en RATS à la Banque du Canada par Robert Amano et Simon van Norden.

Tableau 2.1

| Tests statistiques de racine unitaire et de stationnarité Niveau des taux de change | | | | | | | | |
|--|-----------------|------------------|------|--------------------------|-----------|--------------|-------------|--------------|
| | Effectif | | | | Bilatéral | | | |
| | Nominal | | Réel | | Nominal | | Réel | |
| Pays | SP ^a | KPS ^b | SP | KPS | SP | KPS | SP | KPS |
| Allemagne | 3,7 | 0,028 | 4,7 | 0,526^c | ---- | ---- | ---- | ---- |
| France | 1,3 | 0,066 | 2,9 | 0,996 | 2,5 | 0,012 | 9,2 | 1,956 |
| Royaume-Uni | 1,1 | 0,124 | 1,0 | 2,254 | 4,0 | 0,516 | 2,2 | 3,198 |
| Italie | 0,4 | 0,092 | 15,4 | 1,090 | 0,6 | 0,030 | 4,3 | 0,767 |
| Pays-Bas | 3,6 | 0,017 | 4,3 | 0,447 | 15,1 | 0,059 | 18,9 | 0,251 |
| Belgique | 0,4 | 0,406 | 0,5 | 0,046 | 1,4 | 0,025 | 3,9 | 1,045 |
| Espagne | 0,8 | 0,068 | 5,7 | 0,144 | 3,1 | 0,021 | 21,8 | 2,659 |
| Suisse | 0,8 | 0,100 | 3,4 | 0,118 | 3,1 | 0,157 | 7,2 | 0,048 |

a. La borne critique est de 18,1 pour un seuil de signification de 5%.

b. La borne critique est de 0,146 pour un seuil de signification de 5%.

c. Les résultats imprimés en caractères gras indiquent un rejet de l'hypothèse nulle.

au degré d'intégration. Techniquement, le niveau de celui-ci pourrait ne contenir qu'une composante transitoire et ainsi être stationnaire. En pratique, on s'attend à ce qu'il soit intégré d'ordre 1⁹. Par ailleurs, en dépit des restrictions imposées, la cointégration entre les taux de change réel et nominal n'est pas exclue a priori¹⁰. Cependant, pour les fins de la spécifica-

9. La présence d'une composante permanente stochastique dans le taux de change nominal est probable en régime de taux de change flexible.

10. On peut en effet imaginer un cas où les deux séries seraient caractérisées par une composante permanente commune et de composantes temporaires distinctes. En pratique, on s'attend à ce que les deux séries ne soient pas cointégrées puisqu'en régime de taux de change flexible, il est probable que les chocs réels et monétaires aient tous deux un effet permanent non nul sur le taux de change nominal.

tion du modèle VAR estimé, il est utile de vérifier si les deux séries sont cointégrées.

Pour vérifier ces hypothèses, nous avons soumis à des tests de racine unitaire le niveau du taux de croissance des taux de change nominal et réel de chaque pays. Dans chacun des cas, nous avons comparé des tests de l'hypothèse nulle de non-stationnarité [Dickey et Fuller (1979), Phillips et Perron (1988), Schmidt et Phillips (1990)] à un autre test qui renverse l'hypothèse nulle et suppose que la série est stationnaire [Kwiatkowski, Phillips et Schmidt (1991)]¹¹. Le Tableau 2.1 contient les résultats de deux de ces statistiques pour le niveau des taux de change, soit celles de Schmidt et Phillips (SP) et de Kwiatkowski, Phillips et Schmidt (KPS)¹². De façon générale, un non-rejet de la racine unitaire (SP) jumelé à un rejet de la stationnarité (KPS) constitue un résultat non ambigu et favorable à notre démarche, surtout dans le cas des taux de change réels.

En ce qui a trait d'abord aux taux de change réels, les résultats présentés au Tableau 2.1 montrent qu'abstraction faite des taux de change bilatéraux des Pays-Bas et de l'Espagne, on ne peut pas rejeter la racine unitaire¹³. De plus, dans ces deux exceptions, non seulement le test de KPS conclut à un rejet de la stationnarité, mais la racine unitaire ne peut être rejetée sur la base des statistiques Dickey-Fuller et Phillips-Perron (qui n'apparaissent pas au Tableau). Pour ce qui est des autres taux bilatéraux réels, le non-rejet de la racine unitaire est confirmé par le rejet de la stationnarité observé dans quatre cas sur cinq (la Suisse étant la seule exception). En ce qui concerne les taux de change réels effectifs, on ne peut rejeter la stationnarité pour trois des huit variables (soit la Belgique, la Suisse et l'Espagne). Donc, pour neuf séries de taux de change réels sur les quinze étudiées, on obtient un résultat non ambigu favorable à la présence d'une

11. Voir Amano et van Norden (1992) pour les propriétés des échantillons de taille finie du test de KPS.

12. L'avantage de la statistique Schmidt-Phillips est qu'elle tient compte de la présence possible d'une tendance déterministe dans la série.

13. Bien que seule la statistique Schmidt-Phillips soit publiée ici, le non-rejet de la racine unitaire a été systématiquement confirmé par les résultats des deux autres tests mentionnés.

Tableau 2.2

| Tests de cointégration: Méthode en deux étapes (taux effectifs) Tests de racine unitaire et de stationnarité | | | | |
|---|---|--------------------------|--|------------------|
| | Taux effectifs (tests sur résidus de régression entre taux nominaux et réels) | | Taux bilatéraux (tests sur niveau des prix relatifs) | |
| | PO ^a | SHIN ^b | SP | KPS ^c |
| Allemagne | -1,5 | 0,369^d | ---- | ---- |
| France | -2,3 | 0,183 | -0,2 | 0,078 |
| Royaume-Uni | -2,0 | 0,346 | -0,6 | 0,056 |
| Italie | -3,7 | 0,081 | -0,2 | 0,103 |
| Pays-Bas | -3,4 | 0,121 | 0,3 | 0,111 |
| Belgique | -1,7 | 0,128 | -0,3 | 0,040 |
| Espagne | -0,9 | 0,337 | -0,4 | 0,100 |
| Suisse | -1,8 | 0,292 | 0,2 | 0,279 |

a. La borne critique est de -3,82 pour un seuil de signification de 5%.

b. La borne critique est de 0,121 pour un seuil de signification de 5%. Dans ce cas, la procédure doit être légèrement modifiée [voir Shin(1992)].

c. La borne critique est de 0,146 pour un seuil de signification de 5%.

d. Les résultats imprimés en caractères gras indiquent un rejet de l'hypothèse.

racine unitaire et par conséquent d'une composante permanente non nulle. Dans la majorité des cas où le résultat est ambigu (quatre sur six), on ne peut malgré tout rejeter la racine unitaire. Le plus important est qu'un résultat non ambigu favorable à la stationnarité n'a pu être identifié en aucun cas.

Pour ce qui est des taux de change nominaux, on obtient des résultats assez similaires, sauf que le nombre de cas ambigus est nettement plus élevé (douze sur quinze); encore une fois l'ambiguïté vient du fait qu'on ne puisse rejeter ni l'hypothèse de la racine unitaire ni celle de la stationnarité. Tout comme dans le cas des taux de change réels, on a choisi de

traiter les séries comme si elles étaient caractérisées par une racine unitaire. Finalement, tous les tests dont les résultats ne sont pas publiés nous permettent de conclure que toutes les séries sont stationnaires en première différence.

Nous avons également effectué des tests pour déterminer la présence d'une cointégration entre les taux de change réel et nominal. Bien que cela n'invaliderait pas les restrictions d'identification, la présence d'une cointégration nécessiterait l'ajout d'un terme de correction des erreurs dans le système VAR estimé. Dans le cas des taux de change bilatéraux, un test de cointégration entre le taux de change nominal et le taux réel équivaut à un test de stationnarité du niveau des prix relatifs entre les deux pays. Dans le cas des taux de change effectifs, nous avons simplement suivi la procédure en deux étapes, qui fait porter le test sur les résidus de la régression du taux de change réel par rapport au taux nominal (ou vice-versa). Dans les deux cas, on a testé à la fois l'hypothèse de la racine unitaire et de la stationnarité. Les résultats de ces tests sont publiés au Tableau 2.2¹⁴.

De façon générale, on remarque qu'on peut dans tous les cas rejeter la racine unitaire, donc l'absence de cointégration. De plus, pour tous les taux de change effectifs, sauf dans le cas des Pays-Bas, ce résultat est corroboré par le rejet de la stationnarité (donc de la cointégration) sur la base du test de KPS. Pour ce qui est des taux de change bilatéraux, dans la plupart des cas, les résultats sont ambigus, puisque, mis à part la Suisse, on ne peut rejeter la stationnarité des niveaux des prix relatifs. Donc, tout comme dans les tests visant à établir le degré d'intégration des séries, on ne trouve aucune preuve solide de la présence d'une cointégration entre les variables réelles et nominales. De plus, pour la plupart des taux effectifs, la preuve de l'inexistence d'une cointégration semble assez forte.

14. Cette fois-ci, on a utilisé le test de Phillips-Ouliaris (PO) dans le cas des taux de change effectifs, où H_0 suppose qu'il y a une racine unitaire dans le résidu de la régression, puisque les marges de confiance pour le test Schmidt-Phillips à plusieurs variables sont inconnues. Pour tester l'hypothèse nulle de stationnarité du même résidu, nous avons utilisé le test de Shin (1992).

Dans l'ensemble, on peut conclure que les hypothèses sous-jacentes à l'application de la méthode BQ aux taux de change réel et nominal sont supportées par les données. Dans aucun cas, nous n'avons pu trouver de preuves non ambiguës de la stationnarité des niveaux des taux de change réels et nominaux ou de l'existence d'une cointégration entre les deux séries. Sur la base de ces tests, nous concluons à un rejet généralisé de l'hypothèse de la parité des pouvoirs d'achat dans le domaine des taux de change sur la période 1961-1991¹⁵.

15. Plusieurs auteurs ont obtenu des résultats similaires pour les taux de change de différents pays, entre autres le Canada [Amano et van Norden (1992)]. Par contre, les preuves plus favorables à la stationnarité des taux de change réels semblent plus faciles à trouver lorsque l'échantillon remonte beaucoup plus loin en arrière [Johnson (1992)].

3 Résultats

La section décrivant les résultats se divise en trois parties. La première partie analyse les sources des fluctuations des taux de change réels et nominaux à partir des résultats des différentes décompositions de la variance de ces deux variables. La deuxième traite de la taille relative des chocs structurels et du niveau de simultanéité des taux de change réels et nominaux. La dernière partie analyse la propagation dynamique des chocs à l'aide des résultats concernant les réactions des taux de change réels et nominaux aux chocs structurels. Pour chacun des modèles estimés (deux par pays, sauf dans le cas de l'Allemagne), le nombre optimal de retards dans le système autorégressif a été choisi à partir du critère du ratio de vraisemblance, qui a été ajusté pour les échantillons de petite taille.

3.1 Décomposition de la variance des taux de change réels et nominaux

La décomposition de la variance nous permet d'évaluer, pour plusieurs horizons temporels, l'importance relative des différents chocs sur les fluctuations des variables dépendantes du modèle. Dans notre modélisation, nous utilisons cette décomposition pour mesurer l'ampleur relative, à court et à long terme, des deux sources des fluctuations des taux de change réels et nominaux, soit les chocs nominaux et les chocs réels. Les différents tableaux présentent la proportion de la variance expliquée par les chocs réels. Étant donné que nous imposons la restriction que les chocs nominaux n'ont pas d'effet permanent sur le taux de change réel, la proportion de la variance du taux de change réel expliquée par les chocs réels tend graduellement vers 100% à mesure que l'horizon temporel augmente. De plus, l'absence de corrélation entre les deux types de chocs du modèle fait que la proportion de la variance causée par les chocs nominaux est simplement égale à 100%, moins la proportion causée par les chocs réels.

Le Tableau 3.1 présente les résultats de la décomposition de la variance du taux de change réel bilatéral (par rapport à l'Allemagne)

**Tableau 3.1 Décomposition de la variance du taux de change réel bilatéral
(en fonction de l'IPC mensuel)**

| Contribution relative des chocs réels (1970 - 1991) | | | | | | | |
|--|--------------------------|-------------------------|---------------|----------------|-----------------|-----------------|---------------|
| Horizon (mois) | France | Royaume- Uni | Italie | Espagne | Pays-Bas | Belgique | Suisse |
| 1 | 73,51^a | 76,52 | 40,61 | 99,33 | 45,33 | 51,58 | 93,55 |
| 3 | 76,63 | 79,59 | 33,39 | 99,63 | 50,47 | 57,05 | 94,22 |
| 6 | 75,94 | 81,77 | 29,54 | 98,75 | 56,65 | 57,27 | 95,45 |
| 9 | 77,43 | 82,55 | 31,74 | 97,67 | 64,59 | 57,09 | 95,42 |
| 12 | 79,62 | 83,75 | 33,85 | 97,12 | 72,51 | 59,20 | 96,31 |
| 24 | 87,18 | 90,13 | 48,39 | 97,40 | 85,14 | 73,38 | 96,02 |
| 36 | 91,25 | 93,50 | 51,70 | 97,81 | 90,69 | 81,12 | 96,72 |
| 48 | 93,45 | 95,31 | 61,01 | 98,17 | 93,51 | 85,37 | 97,29 |
| 60 | 94,77 | 96,38 | 67,11 | 98,44 | 95,11 | 88,01 | 97,71 |
| 72 | 95,64 | 97,06 | 72,61 | 98,65 | 96,12 | 89,84 | 98,00 |
| 84 | 96,26 | 97,53 | 76,54 | 98,81 | 96,80 | 91,18 | 98,24 |
| 96 | 96,72 | 97,87 | 79,53 | 98,94 | 97,28 | 92,21 | 98,42 |
| LT | 100,00 | 100,00 | 100,00 | 100,00 | 100,00 | 100,00 | 100,00 |
| Retards^b | 9 | 13 | 30 | 19 | 14 | 12 | 21 |

a. Le résultat imprimé en caractères gras représente la période où l'effet des chocs nominaux est à son maximum.

b. Représentent le nombre optimal de retards dans le système VAR correspondant; ce nombre a été sélectionné en fonction du maximum de vraisemblance à un seuil de confiance de 5%.

mesuré à l'aide de l'IPC de plusieurs pays européens pour la période 1970-1991¹⁶. Abstraction faite de l'Italie et des Pays-Bas, quel que soit l'horizon temporel, les fluctuations attribuables aux chocs réels sont plus importantes que celles causées par les chocs nominaux. Cet état de fait est

16. Cette période correspond à celle des données des taux de change effectifs publiées par la Morgan Guaranty Trust. De plus, même si l'abandon du régime de Bretton Woods s'est produit en 1973, dès 1970 les taux de change avaient commencé à afficher une certaine volatilité.

Tableau 3.2 Décomposition de la variance du taux de change nominal bilatéral

| Contribution relative des chocs réels (1970 à 1991) | | | | | | | |
|--|---------------|-------------------------|---------------|----------------|-----------------|-----------------|---------------|
| Horizon (en mois) | France | Royaume- Uni | Italie | Espagne | Pays-Bas | Belgique | Suisse |
| 1 | 52,43 | 68,85 | 19,77 | 90,19 | 10,96 | 19,66 | 81,04 |
| 3 | 53,73 | 70,68 | 10,95 | 90,69 | 10,92 | 23,22 | 82,83 |
| 6 | 48,65 | 72,12 | 6,43 | 88,21 | 12,44 | 22,79 | 84,86 |
| 9 | 46,31 | 71,53 | 5,35 | 83,47 | 12,96 | 20,57 | 83,99 |
| 12 | 46,87 | 72,06 | 4,96 | 80,86 | 16,15 | 21,14 | 85,23 |
| 24 | 49,26 | 78,05 | 8,37 | 72,98 | 13,60 | 25,65 | 86,12 |
| 36 | 48,50 | 82,15 | 6,07 | 66,76 | 10,38 | 28,69 | 82,87 |
| 48 | 51,51 | 84,85 | 6,89 | 62,22 | 8,23 | 30,71 | 81,14 |
| 60 | 54,29 | 86,67 | 7,22 | 58,83 | 6,75 | 32,02 | 80,00 |
| 72 | 55,07 | 87,95 | 7,91 | 56,20 | 5,71 | 32,92 | 79,11 |
| 84 | 55,63 | 88,88 | 8,63 | 54,15 | 4,94 | 33,57 | 78,41 |
| 96 | 56,05 | 89,58 | 9,23 | 52,54 | 4,35 | 34,06 | 77,88 |
| LT | 58,66 | 93,83 | 14,10 | 42,42 | 0,52 | 37,35 | 74,53 |

particulièrement éloquent dans les cas de la Suisse et de l'Espagne, où, même à court terme, les chocs nominaux n'expliquent pas plus de 7% de la variance du taux de change réel. Dans le cas de l'Italie, les fluctuations du taux de change réel sont principalement influencées par les chocs nominaux pour un horizon allant jusqu'à environ trois ans. La France et le Royaume-Uni sont des cas relativement intermédiaires, car l'importance des chocs réels, qu'on établit approximativement à 75% à l'impact, est de 100% à long terme.

Les résultats concernant la décomposition de la variance des taux de change nominaux sont présentés au Tableau 3.2. Généralement, les pays où les chocs nominaux sont une cause relativement importante de fluctuations à court terme du taux de change réel ont un taux de change nominal

**Tableau 3.3 Décomposition de la variance du taux de change réel bilatéral
(en fonction de l'IPC mensuel)**

| Contribution relative des chocs réels (1961 à 1991) | | | | | | |
|--|--------------|-----------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| Horizon (en mois) | France | Royaume- Uni | Espagne | Pays-Bas | Belgique | Suisse |
| 1 | 72,03 | 71,87 | 68,13 | 97,50 | 74,30 | 99,92 |
| 3 | 70,79 | 74,88 | 69,83 | 95,86 | 80,88 | 99,84 |
| 6 | 68,56 | 75,47 | 70,18 | 95,58 | 79,98 | 99,52 |
| 9 | 69,09 | 74,46 | 69,82 | 96,19 | 79,37 | 99,60 |
| 12 | 69,08 | 74,96 | 68,01 | 95,89 | 80,06 | 99,14 |
| 24 | 75,27 | 82,02 | 70,18 | 97,49 | 87,54 | 94,95 |
| 36 | 80,00 | 85,50 | 74,61 | 98,29 | 91,43 | 95,60 |
| 48 | 83,60 | 88,06 | 78,13 | 98,72 | 93,56 | 96,42 |
| 60 | 86,33 | 90,02 | 81,16 | 98,99 | 94,86 | 97,08 |
| 72 | 88,41 | 91,48 | 83,63 | 99,16 | 95,72 | 97,50 |
| 84 | 90,01 | 92,63 | 85,66 | 99,29 | 96,34 | 97,82 |
| 96 | 91,27 | 93,53 | 87,32 | 99,38 | 96,80 | 98,09 |
| LT | 100,00 | 100,00 | 100,00 | 100,00 | 100,00 | 100,00 |
| Retards | 12 | 24 | 24 | 14 | 12 | 27 |

fortement influencé par les chocs nominaux et vice-versa. C'est particulièrement le cas de l'Italie, des Pays-Bas et de la Belgique, où l'importance relative des chocs réels ne dépasse jamais 37%. À l'opposé, les fluctuations du taux de change nominal de l'Espagne, de la Suisse et du Royaume-Uni sont largement expliquées par les chocs réels. Le cas du Royaume-Uni est intéressant, puisqu'à long terme les chocs réels y représentent presque l'unique source de fluctuations du taux de change nominal (c'est-à-dire 94%). Par contre, le taux de change nominal des Pays-Bas ne semble affecté que par des chocs nominaux.

Tableau 3.4 Décomposition de la variance du taux de change nominal bilatéral

| Contribution relative des chocs réels (1961 à 1991) | | | | | | |
|--|---------------|-------------------------|----------------|-----------------|-----------------|---------------|
| Horizon (en mois) | France | Royaume- Uni | Espagne | Pays-Bas | Belgique | Suisse |
| 1 | 48,03 | 61,79 | 40,39 | 53,25 | 34,13 | 96,65 |
| 3 | 47,35 | 63,98 | 40,06 | 54,16 | 40,92 | 97,29 |
| 6 | 43,48 | 64,09 | 38,33 | 56,74 | 40,61 | 97,86 |
| 9 | 41,63 | 61,69 | 34,21 | 57,51 | 37,51 | 97,53 |
| 12 | 40,26 | 61,51 | 30,34 | 53,54 | 37,37 | 97,88 |
| 24 | 35,80 | 67,53 | 22,90 | 42,58 | 38,14 | 98,03 |
| 36 | 32,22 | 70,18 | 19,33 | 34,82 | 38,77 | 95,19 |
| 48 | 29,42 | 71,93 | 16,40 | 29,51 | 39,22 | 93,48 |
| 60 | 27,20 | 73,48 | 14,26 | 25,81 | 39,52 | 92,57 |
| 72 | 25,42 | 74,62 | 12,57 | 23,13 | 39,74 | 91,88 |
| 84 | 23,98 | 75,63 | 11,24 | 21,14 | 39,90 | 91,18 |
| 96 | 22,80 | 76,46 | 10,16 | 19,60 | 40,02 | 90,66 |
| LT | 14,14 | 83,75 | 2,65 | 9,54 | 40,78 | 87,60 |

Dans le but de mesurer l'effet du régime des taux de change fixes de Bretton Woods, nous avons décomposé les taux de change bilatéraux (toujours mesurés selon l'IPC) des mêmes pays, mais cette fois-ci pour la période allant de 1961 à 1991¹⁷. Les résultats de la décomposition des variances sont présentés aux Tableaux 3.3 et 3.4. On y constate que le fait d'ajouter la période 1961-1970 à l'échantillon ne change pas de façon significative la décomposition de la variance du taux de change réel de la France, du Royaume-Uni et de la Suisse. Par contre, l'importance relative des chocs réels augmente considérablement dans le cas de la Belgique et des Pays-Bas (Tableaux 3.1 et 3.3). En effet, la part relative des chocs réels à

17. Sauf pour l'Italie, où on n'a pas de données sur l'IPC pour la période allant de 1961 à 1967.

l'impact passe de 45% à 98% pour les Pays-Bas, et de 52% à 74% pour la Belgique. Ces résultats sont compatibles avec l'idée que, sous un régime de taux de change fixes, la présence de chocs nominaux touchant le taux de change réel est faible. Par contre, dans le cas de l'Espagne, nous remarquons l'effet inverse. Le fait d'ajouter à l'échantillon la période 1961-1970 diminue l'importance relative des chocs réels à court terme, qui passe de 97% à 68% pour un horizon de douze mois.

L'Annexe 2 présente l'évolution des taux de change nominaux sur la période 1961-1970. On constate que pratiquement toutes les fluctuations des taux de change nominaux européens sont liées à des réalignements des parités. De plus, les réalignements des devises du Royaume-Uni, de l'Espagne et de la France sont relativement plus importants que ceux des Pays-Bas, de la Belgique et de la Suisse. Ainsi, dans le cas du Royaume-Uni, de l'Espagne et de la France, le fait que l'extension de la période échantillonnale aux années 1961-1970 ait entraîné un accroissement de l'importance relative des chocs nominaux indique que, d'une part, les réalignements reflétaient davantage une modification exogène de la politique monétaire, plutôt qu'une volonté de faciliter l'ajustement à un choc réel et que, d'autre part, les chocs réels ont été moins importants durant les années 60 qu'au cours des décennies suivantes. Par contre, pour les Pays-Bas et la Belgique, à l'instar du taux de change réel, la proportion des fluctuations du taux de change nominal expliquée par les chocs réels augmente significativement, surtout à court terme. Dans ces cas, les résultats peuvent en partie être imputés au fait que, pour les Pays-Bas, la Belgique et la Suisse, les réalignements des parités ont été relativement moins importants que pour les trois autres pays.

Les Tableaux 3.5 et 3.6 présentent les résultats de la décomposition de la variance des taux de change effectifs réels et nominaux des pays étudiés pour la période allant de 1970 à 1991. Sauf pour l'Allemagne et le Royaume-Uni, les chocs réels représentent de loin la source la plus importante de fluctuations du taux de change réel effectif. De plus, mis à part le Royaume-Uni, l'Espagne et la Suisse, l'importance relative des chocs nominaux dans les fluctuations du taux de change réel diminue grandement lorsqu'on passe des taux de change bilatéraux aux taux de change

**Tableau 3.5 Décomposition de la variance du taux de change réel effectif mensuel
(en fonction des données publiées par la Morgan Guaranty Trust)**

| Contribution relative des chocs réels (1970 à 1991) | | | | | | | | |
|--|--------------|--------------|-----------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| Horizon (en mois) | Allemagne | France | Royaume- Uni | Italie | Espagne | Pays-Bas | Belgique | Suisse |
| 1 | 77,64 | 99,59 | 65,36 | 98,94 | 98,85 | 98,68 | 98,93 | 94,97 |
| 3 | 74,10 | 92,56 | 66,34 | 99,42 | 97,35 | 98,71 | 99,69 | 95,25 |
| 6 | 74,63 | 93,44 | 67,39 | 99,12 | 97,72 | 98,62 | 99,86 | 97,61 |
| 9 | 76,19 | 95,21 | 73,83 | 99,19 | 96,16 | 99,03 | 99,91 | 98,44 |
| 12 | 77,79 | 96,17 | 78,90 | 97,75 | 93,60 | 98,83 | 99,94 | 98,84 |
| 24 | 82,74 | 98,33 | 89,77 | 93,38 | 95,58 | 99,08 | 99,97 | 99,43 |
| 36 | 86,51 | 99,00 | 93,54 | 92,10 | 96,80 | 99,39 | 99,98 | 99,62 |
| 48 | 89,09 | 99,29 | 95,31 | 93,34 | 97,50 | 99,55 | 99,99 | 99,72 |
| 60 | 90,90 | 99,45 | 96,32 | 93,36 | 97,95 | 99,64 | 99,99 | 99,77 |
| 72 | 92,23 | 99,55 | 96,97 | 93,70 | 98,26 | 99,70 | 99,99 | 99,81 |
| 84 | 93,23 | 99,62 | 97,42 | 94,31 | 98,45 | 99,75 | 99,99 | 99,84 |
| 96 | 94,01 | 99,67 | 97,76 | 94,65 | 98,67 | 99,78 | 100,00 | 99,86 |
| LT | 100,00 | 100,00 | 100,00 | 100,00 | 100,00 | 100,00 | 100,00 | 100,00 |
| Retards | 12 | 13 | 7 | 27 | 14 | 18 | 1 | 2 |

réels effectifs (Tableaux 3.1 et 3.5). En revanche, la proportion des fluctuations du taux de change réel effectif du Royaume-Uni causée par les chocs nominaux est plus élevée que dans le cas du taux de change bilatéral.

3.2 Taille des chocs structurels et des paramètres de simultanéité

À l'intérieur de notre cadre analytique, la décomposition de la variance des taux de change réels dépend de trois éléments : la taille relative des chocs structurels, le degré de simultanéité des variables et la dynamique du

**Tableau 3.6 Décomposition de la variance du taux de change nominal effectif mensuel
(en fonction des données publiées par la Morgan Guaranty Trust)**

| Contribution relative des chocs réels (1970 à 1991) | | | | | | | | |
|--|-----------|--------|-----------------|--------|---------|----------|----------|--------|
| Horizon (en mois) | Allemagne | France | Royaume- Uni | Italie | Espagne | Pays-Bas | Belgique | Suisse |
| 1 | 52,17 | 66,21 | 41,11 | 87,61 | 78,98 | 45,54 | 71,72 | 67,51 |
| 3 | 51,53 | 41,42 | 41,00 | 79,40 | 75,58 | 44,84 | 73,20 | 65,94 |
| 6 | 52,61 | 32,76 | 37,46 | 65,93 | 72,61 | 40,39 | 73,72 | 68,55 |
| 9 | 52,60 | 27,91 | 39,04 | 56,93 | 65,02 | 43,04 | 73,88 | 69,87 |
| 12 | 53,31 | 26,96 | 41,10 | 46,13 | 60,08 | 45,76 | 73,96 | 70,57 |
| 24 | 51,52 | 28,32 | 48,36 | 44,08 | 54,70 | 49,40 | 74,06 | 71,62 |
| 36 | 50,22 | 30,38 | 52,40 | 40,61 | 52,73 | 60,14 | 74,09 | 71,97 |
| 48 | 49,26 | 31,54 | 54,71 | 38,35 | 51,64 | 62,84 | 74,10 | 72,14 |
| 60 | 48,53 | 32,29 | 56,15 | 38,21 | 50,96 | 64,75 | 74,11 | 72,24 |
| 72 | 47,98 | 32,80 | 57,12 | 37,17 | 50,51 | 66,46 | 74,12 | 72,31 |
| 84 | 47,54 | 33,16 | 57,82 | 36,57 | 50,19 | 67,46 | 74,12 | 72,36 |
| 96 | 47,19 | 33,44 | 58,35 | 36,35 | 49,95 | 68,24 | 74,13 | 72,40 |
| LT | 45,34 | 34,82 | 61,00 | 34,25 | 48,77 | 72,28 | 74,14 | 72,58 |

modèle. Dans le but de faciliter l'interprétation des résultats, nous analysons dans cette section les deux premiers éléments; le troisième est traité à la section suivante.

Pour illustrer la taille relative des chocs nominaux et réels, nous présentons au Tableau 3.7 l'écart-type des chocs structurels des différents pays. Nous tirons plusieurs observations intéressantes de ces données. Premièrement, en comparant les chocs de taux de change effectifs et bilatéraux de chaque pays, on note que, sauf dans le cas de la Suisse, il y a beaucoup moins d'écart au niveau de la taille des chocs nominaux que lorsqu'il s'agit des chocs réels. De plus, à part l'Italie, les pays dont le taux de change réel bilatéral est significativement touché par les chocs

Tableau 3.7

| Écart-types des résidus nominaux et réels structurels (données mensuelles de 1970-1991) | | | | |
|--|--|---|--|---|
| | Chocs nominaux | | Chocs réels | |
| Pays | Taux de change effectif | Taux de change bilatéral | Taux de change effectif | Taux de change bilatéral |
| Allemagne | 0,0027 | ---- | 0,0035 | ---- |
| France | 0,0046 | 0,0033 | 0,0084 | 0,0042 |
| Royaume-Uni | 0,0048 | 0,0057 | 0,0053 | 0,0088 |
| Italie | 0,0043 | 0,0056 | 0,0126 | 0,0041 |
| Pays-Bas | 0,0037 | 0,0040 | 0,0064 | 0,0033 |
| Belgique | 0,0042 | 0,0036 | 0,0095 | 0,0032 |
| Espagne | 0,0055 | 0,0054 | 0,0116 | 0,0167 |
| Suisse | 0,0052 | 0,0031 | 0,0091 | 0,0069 |

nominaux à court terme ont des chocs nominaux dont l'écart-type est similaire à celui des chocs de taux de change nominaux effectifs de l'Allemagne (c'est-à-dire autour de 0,0027).

Deuxièmement, sauf pour le Royaume-Uni et l'Espagne, la taille des chocs réels aux taux effectifs est systématiquement plus élevée que celle des chocs réels aux taux bilatéraux. Or, nous observons que, exception faite de ces deux pays, l'importance relative des chocs réels dans l'explication de la variance du taux de change réel est plus grande lorsque nous utilisons les taux de change effectifs. Une partie de cette importance accrue est donc liée au fait que les chocs réels effectifs ont un écart-type plus élevé que les chocs réels bilatéraux et que les chocs nominaux ont généralement une taille comparable, qu'ils touchent ou non les taux de change effectifs ou bilatéraux.

Tableau 3.8

| Valeur des paramètres structurels de simultanéité | | | | |
|---|---|---|---|---|
| | Taux de change effectif | | Taux de change bilatéral | |
| Pays | Impact d'un choc nominal sur le taux réel | Impact d'un choc réel sur le taux nominal | Impact d'un choc nominal sur le taux réel | Impact d'un choc réel sur le taux nominal |
| Allemagne | 0,69 | 0,81 | ---- | ---- |
| France | 0,12 | 0,76 | 0,75 | 0,84 |
| Royaume-Uni | 0,80 | 0,76 | 0,86 | 0,96 |
| Italie | -0,30 | 0,91 | 0,89 | 0,67 |
| Pays-Bas | 0,20 | 0,53 | 0,90 | 0,43 |
| Belgique | -0,23 | 0,70 | 0,84 | 0,57 |
| Espagne | 0,22 | 0,93 | 0,26 | 0,97 |
| Suisse | 0,40 | 0,83 | 0,89 | 0,67 |

Le Tableau 3.8 présente les estimations des paramètres de simultanéité des taux de change. Plus particulièrement, nous constatons que pour tous les pays, sauf le Royaume-Uni et l'Espagne, le taux de change réel bilatéral est beaucoup plus sensible aux chocs nominaux contemporains que le taux de change réel effectif. Ainsi, pour ces pays, un choc nominal provoque moins de fluctuations contemporaines du taux de change réel effectif que du taux de change réel bilatéral (c'est-à-dire par rapport à l'Allemagne). Étant donné que l'amplitude des chocs nominaux effectifs et bilatéraux de ces pays est sensiblement la même, cet état de fait explique en partie la baisse de l'importance relative des chocs nominaux observée lorsqu'on utilise les taux de change effectifs.

3.3 Réaction des taux de change aux chocs structurels

L'Annexe 3 présente les réactions des taux de change réels aux chocs réels et nominaux. Comme on pouvait s'y attendre, l'effet à long terme des chocs réels est toujours positif. La durée de l'ajustement du taux de change réel effectif de l'Italie, de la Belgique et de la Suisse est nettement plus faible que celle du taux de change réel bilatéral. Pour les deux premiers pays, cette constatation pourrait expliquer en partie l'importance relative accrue des chocs réels, lorsque nous utilisons les taux de change effectifs.

L'ajustement du taux de change réel bilatéral de l'Italie en réaction aux chocs est relativement lent. De son côté, l'Allemagne affiche le degré de persistance le plus élevé du taux de change réel effectif. Or, ce sont précisément des cas où l'importance des chocs nominaux dans la décomposition de la variance du taux de change réel dure plusieurs années. Par contre, l'ajustement du taux de change réel effectif de la Belgique et de la Suisse se fait en moins de six mois. À part ces exceptions, la durée de l'ajustement des différents taux de change à un choc structurel s'échelonne généralement sur une période allant de deux à trois ans. Une telle période d'ajustement pourrait refléter la présence de mécanismes importants de propagation dynamique des chocs découlant de rigidités nominales ou réelles.

L'Annexe 4 présente les résultats des réactions du taux de change nominal aux chocs structurels. Étant donné qu'aucune restriction n'est imposée au taux de change nominal, les deux types de chocs peuvent avoir un effet permanent sur cette variable. Généralement, l'effet à long terme des chocs nominaux et des chocs réels est positif. Le taux de change nominal atteint son nouveau point d'équilibre après une durée similaire à celle observée dans le cas du taux de change réel. L'exception à cette règle est le taux de change nominal bilatéral de l'Espagne, qui s'ajuste à un rythme relativement plus lent aux chocs nominaux que le taux de change réel.

4 Interprétation des résultats

Les principales implications des résultats sont analysées dans la présente section. L'interprétation des résultats que nous avons obtenus peut avoir une incidence à la fois sur la discussion entourant l'établissement d'une union monétaire en Europe et sur la modélisation des taux de change réels.

4.1 Implications pour l'union monétaire européenne

La théorie économique applicable à ce domaine stipule que l'un des critères d'une zone monétaire optimale est le degré de symétrie des chocs macroéconomiques. Pour interpréter les résultats relatifs aux décompositions de la variance des taux de change réels et nominaux, il faut garder à l'esprit que les chocs structurels que nous identifions sont considérés comme des chocs asymétriques, c'est-à-dire des chocs provoquant des effets différents selon les pays étudiés¹⁸. Nous identifions donc les chocs réels et nominaux asymétriques entre les pays étudiés et l'Allemagne¹⁹, d'une part, et asymétriques entre ces mêmes pays et les pays inclus dans le calcul des taux de change effectifs, d'autre part²⁰. Il est important de rappeler que, pour juger de l'optimalité *ex ante* d'une union monétaire, il est nécessaire d'observer le degré de symétrie des chocs réels, puisque ceux-ci sont purgés des effets de la politique monétaire.

Les résultats obtenus montrent que pour la plupart des pays inclus dans notre échantillon, la taille moyenne des chocs réels asymétriques est plus faible sur une base bilatérale (c'est-à-dire par rapport à l'Allemagne) que sur une base multilatérale (c'est-à-dire vis-à-vis du reste du monde ou plus précisément de l'ensemble des quinze pays utilisés dans le calcul du taux de change effectif). Ce résultat pourrait s'expliquer par le fait que ces pays ont une structure industrielle plus semblable à celle de l'Allemagne qu'à celle de pays tiers, tels les États-Unis ou le Japon, ce qui en soi n'est pas très étonnant.

18. Ou des chocs symétriques ayant une amplitude différente d'un pays à l'autre.

19. À l'aide des taux de change bilatéraux par rapport à l'Allemagne.

20. À partir de la décomposition des taux de change effectifs.

Cette constatation ne s'applique toutefois pas au Royaume-Uni et à l'Espagne, où l'amplitude des chocs réels effectifs est plus faible. La taille relativement grande des chocs réels asymétriques de ces deux pays par rapport à l'Allemagne pourrait accroître les coûts d'ajustement auxquels ils auraient à faire face au sein d'une union monétaire européenne. Vus sous l'angle de la symétrie des chocs, ces deux pays se situeraient donc dans la zone périphérique de l'Europe, ce qui confirme les conclusions de Bayoumi et Eichengreen (1992) et de Chamie, DeSerres et Lalonde (1993)²¹. Par contre, l'Allemagne, la Belgique et les Pays-Bas formeraient la zone centrale d'une union monétaire, puisqu'ils sont touchés par des chocs réels bilatéraux non seulement de taille inférieure aux chocs réels effectifs, mais également de taille inférieure aux chocs bilatéraux des autres pays²². Selon ces mêmes critères, la Suisse, la France et l'Italie représenteraient des cas intermédiaires. Par contre, dans le cas de l'Italie, il pourrait s'avérer plus coûteux (comparativement à la France) de se priver du mécanisme d'ajustement du taux de change nominal, puisque la période d'ajustement du taux de change réel est relativement longue²³. En effet, les modèles de surajustement du taux de change indiquent qu'un ajustement relativement lent du taux de change réel face à un choc nominal peut être le reflet d'une forte rigidité des prix intérieurs²⁴.

Les résultats semblent également attribuer un rôle important à la politique monétaire allemande dans la dynamique des chocs nominaux touchant l'Europe. En effet, l'Allemagne est un des rares pays où les chocs

21. Espace géographique caractérisé par un degré relativement élevé d'asymétrie des chocs.

22. Aux chocs effectifs dans le cas de l'Allemagne.

23. L'Italie est caractérisée par des chocs nominaux relativement importants.

24. Voir Dornbush (1976). La persistance élevée du taux de change réel peut être également le résultat d'une politique de taux de change nominal visant à ralentir l'ajustement du taux de change réel. En Italie par exemple, durant une bonne partie des années 80, le taux de change réel bilatéral s'est apprécié de façon sensible et continue, alors que les réalignements étaient fréquents et allaient toujours dans le sens d'une dévaluation par rapport au mark. Un tel phénomène est difficilement attribuable à autre chose qu'une tendance plus grande chez les autorités italiennes à s'accomoder des pressions inflationnistes. Le phénomène se vérifie également dans le cas du taux de change effectif, comme semble l'indiquer le signe négatif du paramètre de simultanéité associé au taux de change nominal dans l'équation du taux de change réel (Tableau 3.8).

nominaux expliquent une portion importante des fluctuations du taux de change réel effectif à court terme. Ce résultat reflète la présence de chocs nominaux asymétriques importants entre l'Allemagne et certains autres pays. Les résultats de la décomposition des taux de change bilatéraux indiquent que c'est le cas plus particulièrement des Pays-Bas, de la Belgique, de l'Italie et, dans une moindre mesure, de la France (désignés ci-après pays limitrophes).

Contrairement à la décomposition de la variance des taux de change bilatéraux, celle de la variance des taux de change effectifs des pays limitrophes montre que les chocs réels sont pratiquement l'unique source de fluctuations des taux de change réels effectifs. Nous avons vu que ce phénomène est imputable en partie à la taille relative des chocs réels. Toutefois, l'explication réside également dans l'interaction entre le taux de change nominal et le taux de change réel. Pour mieux comprendre l'importance de la politique monétaire allemande dans ce contexte, supposons qu'un choc nominal asymétrique provenant originant de la Bundesbank provoque une dépréciation, à court terme, du taux de change réel bilatéral des pays limitrophes. Le choc est donc asymétrique entre l'Allemagne et chacun des pays pris séparément. Par contre, il provoque un effet symétrique entre les pays limitrophes de l'Allemagne (les uns par rapport aux autres). Ces effets, combinés avec le fait que l'ampleur de la dépréciation peut différer d'un pays à l'autre font que, toutes choses étant égales par ailleurs, le taux de change réel effectif des pays limitrophes fluctue moins que le taux de change réel par rapport à l'Allemagne. À la rigueur, si un pays limitrophe voit son taux de change réel bilatéral se déprécier moins que celui des autres pays, son taux de change réel effectif pourrait ne pas capter l'effet asymétrique du choc nominal allemand. Par contre, le taux de change réel bilatéral capterait relativement plus l'effet du choc nominal. Dans un tel cas, un choc nominal allemand de même amplitude aurait donc un effet asymétrique plus faible sur le taux de change réel effectif que sur le taux de change réel bilatéral des pays limitrophes.

La forte présence de chocs nominaux provenant de la politique monétaire allemande permettrait donc d'expliquer certains faits observés, à savoir que, parmi les pays examinés, l'Allemagne est le seul à avoir un

taux de change réel effectif fortement touché par les chocs nominaux et que ces mêmes chocs sont une source de fluctuations importantes des taux de change réels bilatéraux des pays limitrophes. De plus, cette interprétation est compatible avec le fait que les chocs nominaux, tant effectifs que bilatéraux, des pays limitrophes ont en moyenne une taille relativement similaire à celle des chocs nominaux allemands²⁵. Elle pourrait expliquer pourquoi nous observons que le paramètre de simultanéité associé aux chocs nominaux à l'intérieur de l'équation du taux de change réel est beaucoup moins important dans le cas du taux de change effectif. Cette explication est uniquement vérifiée dans le cas des pays limitrophes, que l'on croit être relativement plus sensibles à la politique monétaire allemande que le Royaume-Uni et l'Espagne. Dans le cas du Royaume-Uni, on observe la présence relativement forte de chocs nominaux effectifs, ce qui pourrait refléter des préférences différentes en ce qui a trait aux objectifs à fixer à la politique monétaire.

On peut tracer un parallèle entre ces résultats et la situation qui existe au sein du Système monétaire européen (SME). D'abord, il est important de mentionner que le Royaume-Uni, la Suisse et l'Espagne n'étaient pas membres du SME durant la période couverte par notre échantillon. Or, étant caractérisés par des chocs réels asymétriques très importants, ces pays auraient pu avoir de la difficulté à respecter les bornes de fluctuations autour des parités. Par ailleurs, on sait que, parmi les membres du SME, la Belgique et les Pays-Bas ont été parmi les plus disciplinés, alors que la France (durant les premières années) et l'Italie l'ont été beaucoup moins, multipliant les réalignements. À cet égard, nos résultats montrent que dans l'ensemble la «discipline» affichée par les deux premiers a été facilitée par le fait qu'ils n'avaient pas fait face à autant de chocs réels asymétriques que les deux autres. Par contre, en comparant la France et l'Italie, on observe que l'ampleur des chocs réels asymétriques ne suffit pas pour justifier la plus grande tolérance de l'Italie à l'égard des réalignements puisque la France a dû affronter des chocs d'amplitude similaire. Comme le suggèrent les résultats, l'explication pourrait résider dans une

25. À part l'Italie.

plus grande rigidité des prix en Italie, ce qui rendrait l'ajustement du taux de change réel plus difficile.

Malgré l'adhésion du Royaume-Uni et de l'Espagne au SME en 1991, les événements de septembre 1992 de même que les perturbations récentes ont mis en lumière certaines implications mentionnées ci-dessus. En effet, la crise de l'automne 1992 a d'abord conduit au retrait de l'Italie et du Royaume-Uni du système de parités en plus de forcer l'Espagne à accepter une importante dévaluation de la peseta. Par contre, la France est demeurée dans le SME malgré les soubresauts qu'elle a subis, tandis que la Belgique et les Pays-Bas n'ont pas été affectés par la crise. Tout récemment, le SME a été sérieusement ébranlé par une vague d'opérations spéculatives. Bien que l'élément qui a déclenché cette attaque ait été la résistance des autorités allemandes aux pressions exercées de l'extérieur pour qu'elles baissent leurs taux d'intérêt, c'est un choc réel asymétrique favorable à l'Allemagne -- en l'occurrence la réunification du pays -- qui est vraisemblablement à l'origine des récentes difficultés.

Cela donne également à penser que la route vers l'instauration de l'Union Monétaire Européenne (UME) selon les termes de Maastricht pourrait être parsemée d'embûches. En effet, dans la mesure où la présence de chocs réels asymétriques importants entre certains pays signataires continue de se manifester, il y a lieu de prévoir des variations importantes des taux de change réels bilatéraux. Dans un tel contexte, il pourrait être difficile d'obtenir à la fois le maintien des parités et la convergence des taux d'inflation.

4.2 Implications pour la modélisation des taux de change réels

En général, on a toujours observé une forte corrélation contemporaine entre les taux de change nominaux et réels en première différence. Étant donné que le taux de change nominal s'ajuste plus vite en règle générale que les prix, on pourrait conclure hâtivement que le taux de change nominal cause (au sens de Granger) une variation du taux réel, donc que les chocs nominaux constituent la source principale des fluctuations des taux réels. Or, les résultats des décompositions des variances (section 3.1) mon-

trent que, même dans le court terme, les chocs réels constituent, dans l'ensemble, la source principale des fluctuations des taux de change réels, mais que, au départ, l'ajustement de ces derniers se réalise par le biais du taux de change nominal, étant donné la rigidité des prix²⁶. Cette constatation s'applique à tous les cas, sauf aux taux de change réels bilatéraux de la Belgique, des Pays-Bas et de l'Italie. De plus, abstraction faite de l'Allemagne et du Royaume-Uni, on n'a virtuellement pas observé d'influence des chocs nominaux sur les taux de change réels effectifs. Dans un tel cas, les variations observées du taux de change réel correspondent à toutes fins utiles à des changements du taux d'équilibre de long terme.

Ces résultats contredisent l'idée selon laquelle l'impossibilité de rejeter l'hypothèse de la présence d'une racine unitaire peut être le fruit d'une forte persistance dans l'ajustement du taux de change réel à des chocs nominaux, comme le prétendent certains auteurs [notamment Adams et Chadha (1991)]. Les résultats indiquent d'ailleurs que les modèles axés essentiellement sur les facteurs monétaires comme mécanisme d'impulsion et qui décrivent les fluctuations des taux de change réels comme des déviations temporaires par rapport à leur valeur d'équilibre stationnaire ne peuvent avoir qu'une portée limitée, ce qui rejoint les conclusions de Baxter (1992).

Parallèlement, les études empiriques basées sur les modèles de type Dornbusch ont probablement pour effet de surestimer la réaction du taux de change réel aux chocs monétaires, autant du point de vue de leur amplitude que de leur persistance. De fait, dans la plupart des modèles macroéconométriques élaborés à des fins de simulation, on observe qu'une variation du stock de monnaie entraîne généralement une variation du taux de change réel temporaire, mais qui peut s'échelonner sur deux ou trois ans²⁷.

26. De plus, les valeurs des paramètres de simultanéité présentées au Tableau 3.8 montrent que, dans la majorité des cas, l'effet contemporain du taux de change réel sur le nominal est plus important que l'inverse. Il n'y a donc aucune contradiction entre les résultats des décompositions et la forte corrélation contemporaine observée au niveau des variations du taux de change nominal et de son pendant réel.

Ces données semblent indiquer que les efforts de modélisation des taux de change réels doivent s'orienter davantage vers la recherche de facteurs réels comme principaux déterminants, notamment les variations des termes de l'échange et la productivité (du côté de l'offre globale) ou dans les préférences et la politique budgétaire (du côté de la demande)²⁸.

27. C'est le cas notamment des modèles Intermod et Multimod élaborés respectivement au ministère des Finances du Canada [Meredith (1989)] et au FMI [Masson, Meredith et Symansky (1990)], ainsi que du modèle MSG2 de McKibbin et Sachs (1988).

28. On trouvera dans Macklem (1990), Laxton et Tetlow (1991) et Mendoza (1990) des exemples de modèles théoriques calibrés pour le Canada et mettant l'accent sur les termes de l'échange et/ou sur la substitution intertemporelle comme principaux déterminants du taux de change réel dans un contexte d'équilibre général dynamique. Par ailleurs, Amano et van Norden (1993) ont estimé un modèle empirique de correction des erreurs du taux de change réel Canada-É.U, où les prix de l'énergie et des matières de base constituent les principaux déterminants.

5 Conclusions

Nous avons appliqué la méthode de Blanchard et Quah aux taux de change réels d'un ensemble de devises européennes afin d'en extraire la composante permanente et la composante temporaire. En vertu de la méthode d'identification utilisée, la composante permanente est associée à des chocs réels, alors que la composante transitoire est imputable à des chocs nominaux. Les devises incluses dans l'étude sont celles de l'Allemagne, de la France, du Royaume-Uni, de l'Italie, des Pays-Bas, de la Belgique, de la Suisse et de l'Espagne. Nous avons utilisé des taux de change calculés à la fois sur une base bilatérale (vis-à-vis de l'Allemagne) et sur une base effective. Les résultats obtenus nous permettent de dégager les principales conclusions suivantes.

En général, les résultats indiquent que même à court terme les chocs réels constituent la principale source de fluctuations des taux de change réels. Cette conclusion s'applique dans tous les cas sauf, aux taux de change réels bilatéraux de la Belgique, des Pays-Bas et de l'Italie. De plus, pour tous les taux de change réels effectifs, sauf celui de l'Allemagne et, dans une moindre mesure, du Royaume-Uni et de la France, les chocs nominaux n'ont pratiquement pas d'effets. Ces résultats donnent à penser que, dans bien des cas, les facteurs monétaires ne peuvent expliquer qu'une faible portion de l'évolution des taux de change réels et que, conséquemment, les efforts de modélisation doivent être orientés davantage vers l'identification de facteurs réels comme principaux déterminants de cette évolution.

Selon le critère de la taille des chocs réels asymétriques (par rapport à l'Allemagne), nos résultats indiquent aussi que les Pays-Bas, la Belgique et l'Allemagne formeraient le noyau d'une éventuelle union monétaire européenne, puisque la taille de leurs chocs est relativement modeste. Par contre, le Royaume-Uni et l'Espagne étant caractérisés par des chocs réels asymétriques importants, ces pays pourraient s'exposer à des problèmes d'ajustement accrus en adhérant à l'union monétaire, puisqu'ils se priveraient ainsi de la possibilité de faciliter l'ajustement du taux de change réel par le biais du taux nominal. Bien que la France, l'Italie et la Suisse

représentent des cas intermédiaires, la taille de leurs chocs n'étant que légèrement plus élevée que celle des Pays-Bas et de la Belgique, ils pourraient adhérer à l'union monétaire, mais le coût en serait plus élevé pour eux que pour ces deux autres pays. Dans le cas de l'Italie, ce coût pourrait être alourdi par les rigidités relativement plus élevées des prix.

Enfin, nos résultats tendent à supporter la vision selon laquelle le SME est un système asymétrique dominé par la politique allemande. En effet, la dynamique des chocs semble montrer que les chocs nominaux des Pays-Bas, de la Belgique, de l'Italie et de la France sont dominés par ceux de l'Allemagne. À l'intérieur de notre échantillon, seuls ces pays sont membres du SME. Les résultats obtenus dans le cadre de nos recherches indiquent en outre que la politique monétaire de l'Allemagne exerce une influence relativement moins forte sur les pays non-membres du SME.

ANNEXE 1 :

La présente annexe a pour objectif d'exposer un peu plus en détail une procédure d'identification des paramètres structurels basée sur l'approche préconisée par Blanchard et Quah (1989) et qui est centrée sur la relation suivante [relation (4) dans le texte] :

$$\begin{aligned}
 E(\varepsilon\varepsilon') &= (I - \Gamma_0)^{-1} \Omega (I - \Gamma_0)^{-1'} \\
 &= \begin{bmatrix} \omega_{11}^2 + \alpha_{12}^2 \omega_{22}^2 & \omega_{11}^2 \alpha_{21} + \omega_{22}^2 \alpha_{12} \\ \omega_{11}^2 \alpha_{21} + \omega_{22}^2 \alpha_{12} & \omega_{22}^2 + \omega_{11}^2 \alpha_{21}^2 \end{bmatrix} \cdot \frac{1}{(1 - \alpha_{12} \alpha_{21})^2} \quad (\text{A-1})
 \end{aligned}$$

D'abord, afin de faciliter la résolution du système, il est utile de le normaliser de façon à ce que :

$$E(uu') = I \quad (\text{A-2})$$

On peut réécrire le système structurel ainsi renormalisé sous forme de moyennes mobiles :

$$\begin{aligned}
 \Delta y_t &= A_0 u_t + A_1 u_{t-1} + A_2 u_{t-2} + \dots \\
 &= \sum_{j=0}^{\infty} A_j u_{t-j} \quad (\text{A-3})
 \end{aligned}$$

où $A_0 A_0' = \Sigma$ étant donné que $E(uu') = I$.

Or, le système estimé et transposé en moyennes mobiles est le suivant :

$$\Delta y_t = \varepsilon_t + C_1 \varepsilon_{t-1} + C_2 \varepsilon_{t-2} + \dots \quad (\text{A-4})$$

où

$$C_j = \Pi^j = ((I - \Gamma_o)^{-1} \Gamma_j)^j$$

Sachant que $\varepsilon_{t-j} = A_0 u_{t-j}$, on obtient les deux importantes relations suivantes :

$$u_{t-j} = A_0^{-1} \varepsilon_{t-j} \quad (\text{A-5})$$

$$A_j = C_j A_0 \quad (\text{A-6})$$

Ainsi, une fois les éléments de A_0 connus, on peut identifier les résidus structurels (u_t) ainsi que les paramètres permettant la décomposition de la variance (A_j) à partir des résidus de forme réduite ε_t et des paramètres estimés C_j . L'essentiel de la technique consiste donc à identifier les éléments de A_0 . Une méthode pratique pour y parvenir est la suivante :

Étant donné que $A_0 A_0' = \Sigma$, on peut dériver les éléments de A_0

$$A_0 = \begin{bmatrix} \omega_{11} & \alpha_{12} \omega_{22} \\ \alpha_{21} \omega_{11} & \omega_{22} \end{bmatrix} \cdot \frac{1}{1 - \alpha_{12} \alpha_{21}} \quad (\text{A-7})$$

où ω_{11} et ω_{22} représentent les écarts types des résidus structurels.

Soit la matrice $C(1)$ des effets à long terme des résidus estimés sur le niveau des variables du système (y_t). Sachant que $A_0A_0 = \Sigma$, on peut obtenir la matrice symétrique suivante à partir des coefficients de long terme et des résidus estimés :

$$C(1)\Sigma C(1)' = C(1)A_0A_0'C(1)' \quad (\text{A-8})$$

Or, en appliquant une décomposition de Choleski à la matrice $C(1)\Sigma C(1)'$, dont les éléments sont tous connus, on obtient :

$$C(1)A_0 = A(1) \quad (\text{A-9})$$

une matrice triangulaire dont l'élément $A(1)_{12}$ est égal à zéro. Or, selon la relation (A-6), la matrice $A(1)$ correspond en fait à la matrice des effets à long terme qu'ont les résidus structurels sur les variables du système, précisément celle qui contient la restriction voulant que l'effet des chocs nominaux sur le taux de change réel soit nul à long terme, comme l'indique l'élément $A(1)_{12}$ de la matrice.

La décomposition de Choleski appliquée à la matrice $C(1)\Sigma C(1)'$ donne le système d'équations suivant :

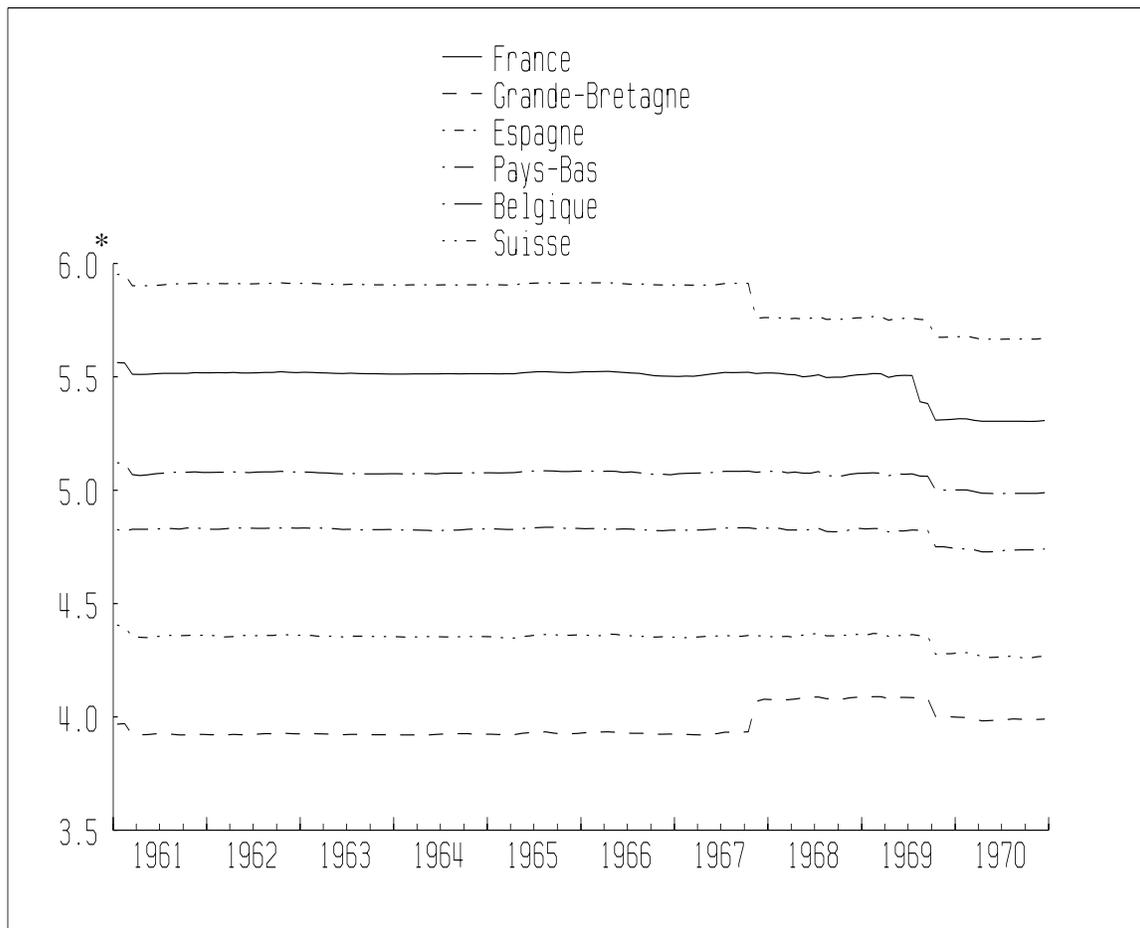
$$\frac{C(1)_{11}\alpha_{12}\omega_{22} + C(1)_{12}\omega_{22}}{1 - \alpha_{12}\alpha_{21}} = A(1)_{12} = 0 \quad (\text{A-10})$$

$$\frac{C(1)_{21}\alpha_{12}\omega_{22} + C(1)_{22}\omega_{22}}{1 - \alpha_{12}\alpha_{21}} = A(1)_{22} \quad (\text{A-11})$$

$$\frac{C(1)_{11}\omega_{11} + C(1)_{12}\alpha_{21}\omega_{11}}{1 - \alpha_{12}\alpha_{21}} = A(1)_{11} \quad (\text{A-12})$$

$$\frac{C(1)_{21}\omega_{11} + C(1)_{22}\alpha_{21}\omega_{11}}{1 - \alpha_{12}\alpha_{21}} = A(1)_{21} \quad (\text{A-13})$$

Les éléments $A(1)_{ii}$ et $C(1)_{ii}$ sont donc connus, alors que $\alpha_{12}, \alpha_{21}, \omega_{11}, \omega_{22}$ sont les paramètres à identifier à l'aide de ce système de quatre équations.

ANNEXE 2 :**Évolution des taux de change nominaux bilatéraux sur la période
1961- 1970**

* Logarithme du taux de change nominal bilatéral (par rapport au mark) mis sur la base 100 au premier trimestre de 1985

ANNEXE 3 :

Réactions du taux de change réel (1970-1991, données mensuelles)

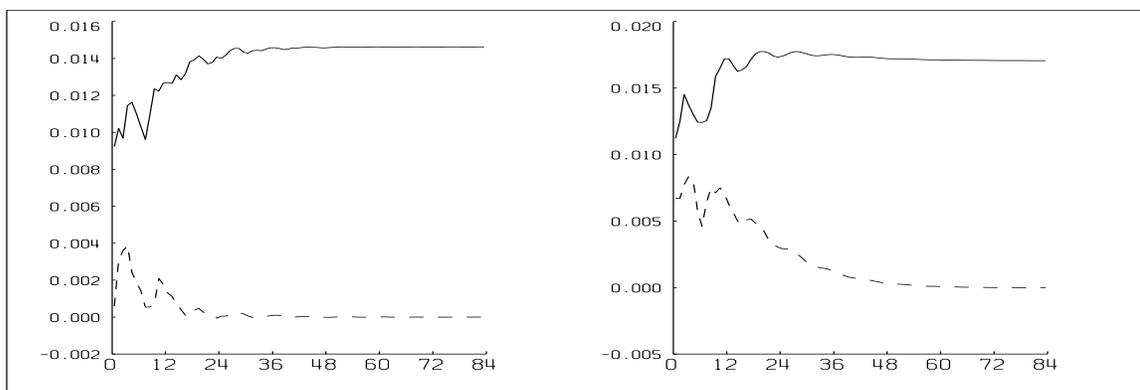
Réaction à un choc nominal -----

Réaction à un choc réel ———

France

Taux de change effectif (Morgan)

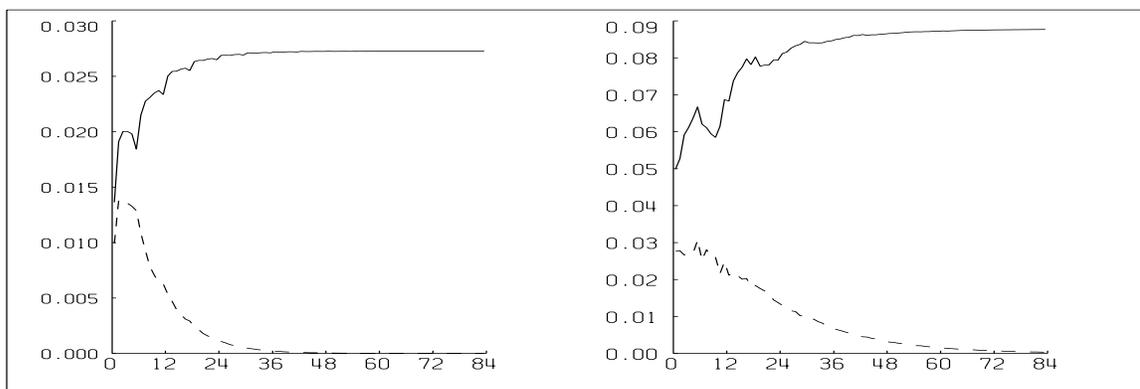
Taux de change bilatéral (IPC)

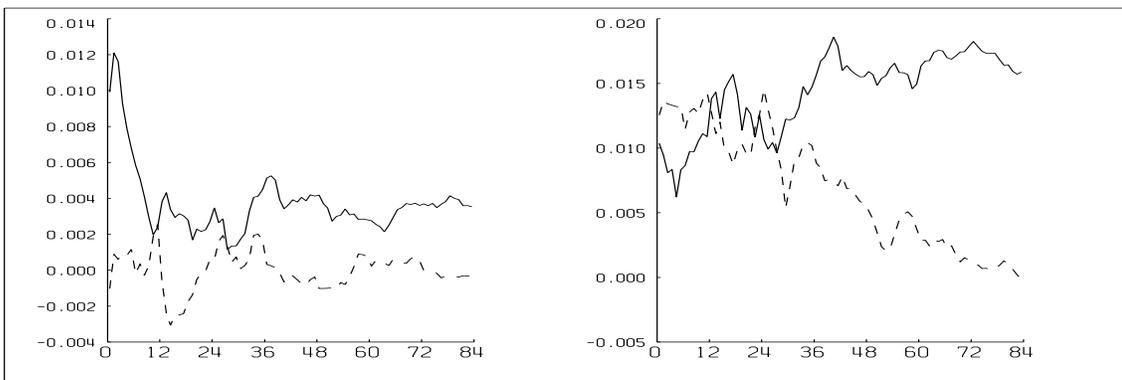
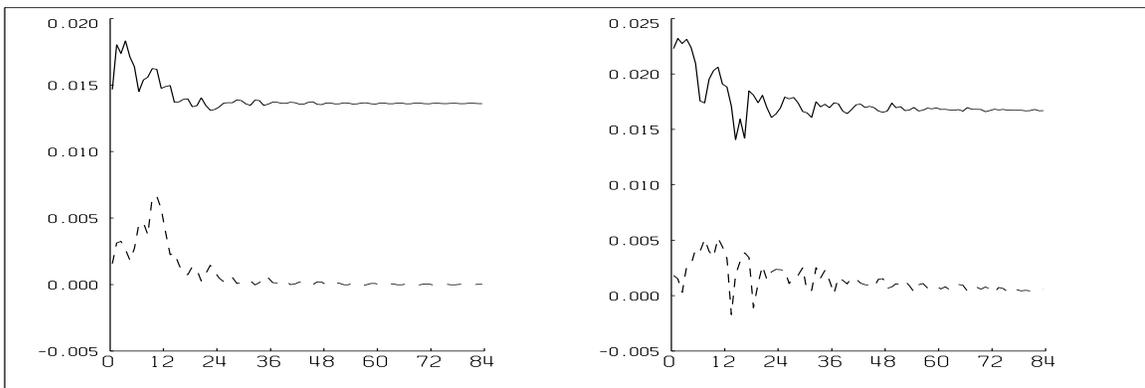


Royaume-Uni

Taux de change effectif (Morgan)

Taux de change bilatéral (IPC)



Réaction du taux de change réel (1970-1991, données mensuelles)**Réaction à un choc nominal -----****Réaction à un choc réel ———****Italie****Taux de change effectif (Morgan)****Taux de change bilatéral (IPC)****Espagne****Taux de change effectif (Morgan)****Taux de change bilatéral (IPC)**

Réaction du taux de change réel (1970-1991, données mensuelles)

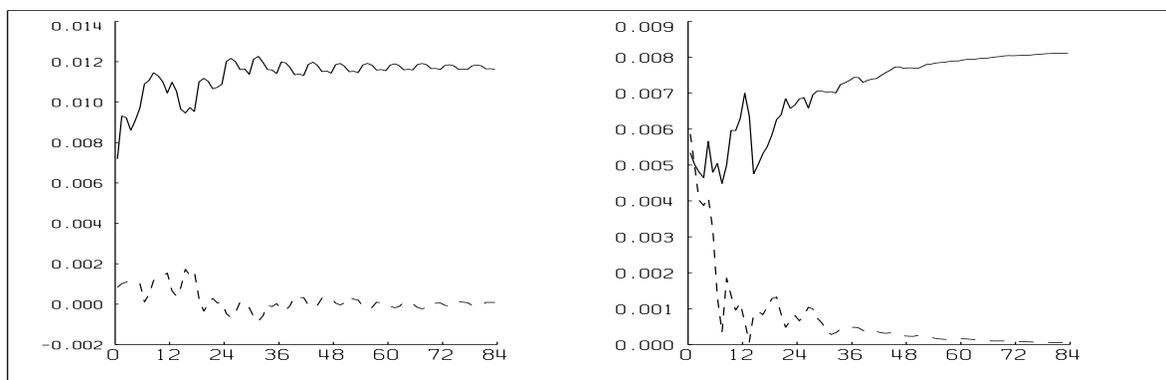
Réaction à un choc nominal -----

Réaction à un choc réel : ———

Pays-Bas

Taux de change effectif (Morgan)

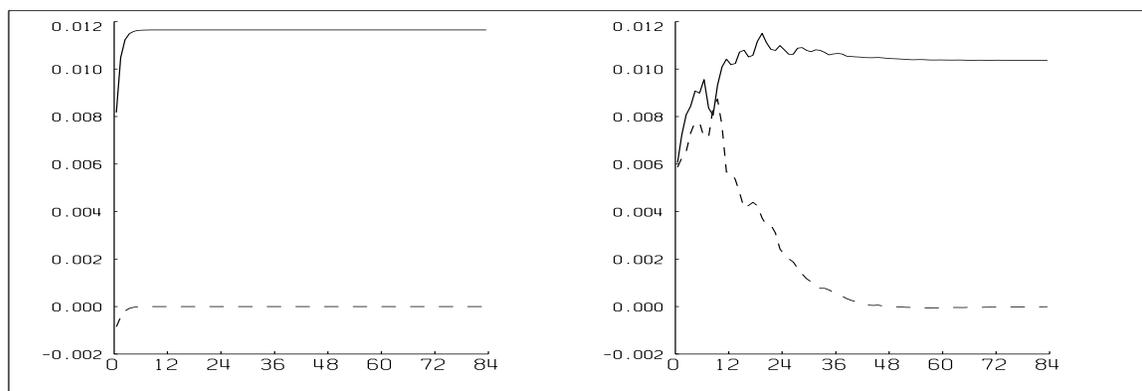
Taux de change bilatéral (IPC)

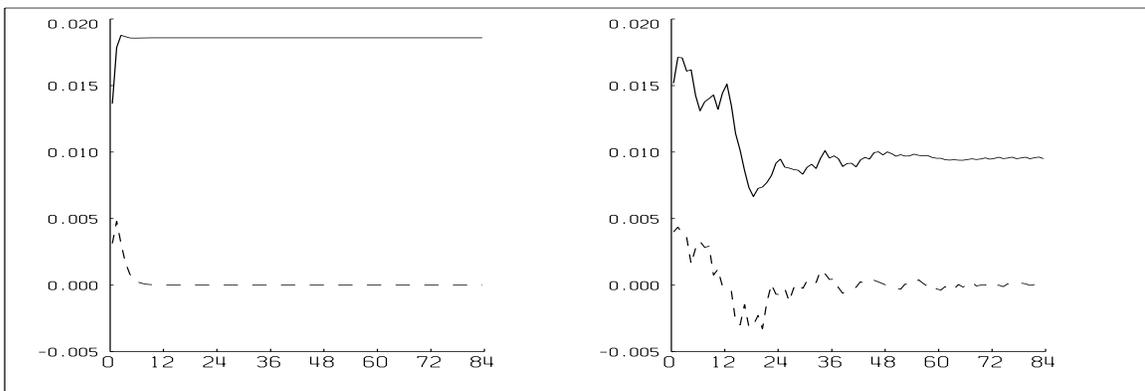
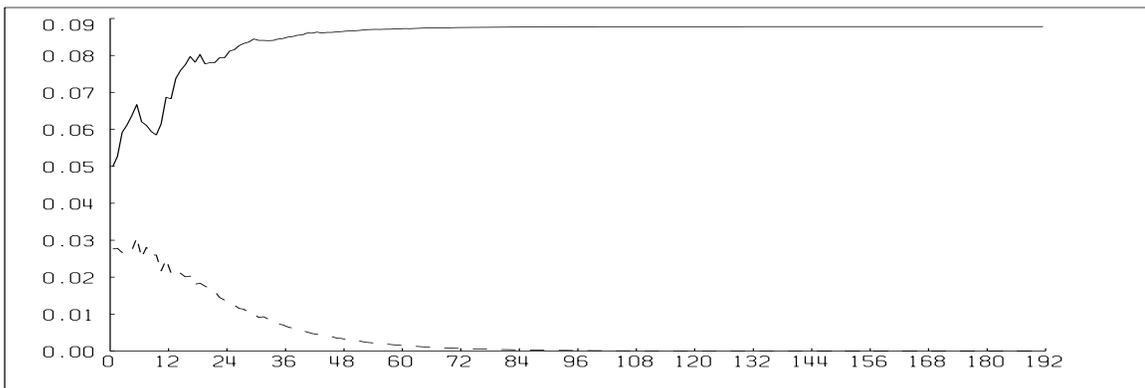


Belgique

Taux de change effectif (Morgan)

Taux de change bilatéral (IPC)



Réaction du taux de change réel (1970-1991, données mensuelles)**Réaction à un choc nominal -----****Réaction à un choc réel ———****Suisse****Taux de change effectif (Morgan)****Taux de change bilatéral (IPC)****Allemagne****Taux de change effectif (Morgan)**

ANNEXE 4 :

Réaction du taux de change nominal (1970-1991, données mensuelles)

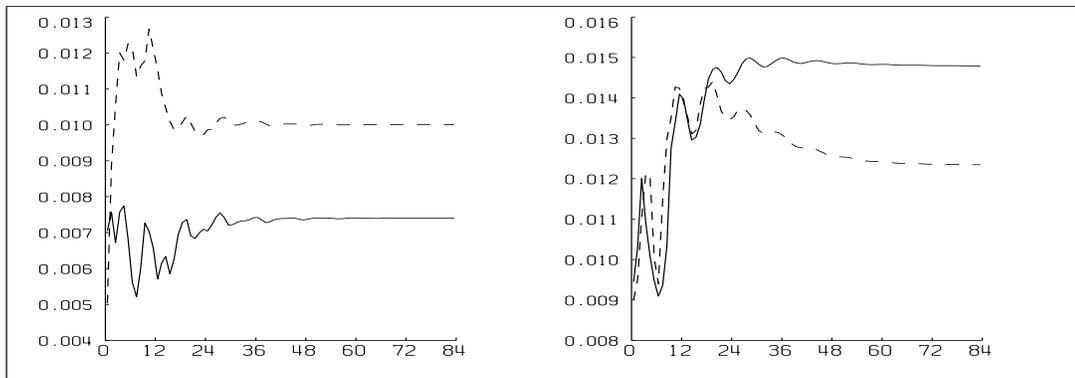
Réaction à un choc nominal -----

Réaction à un choc réel ———

France

Taux de change effectif (Morgan)

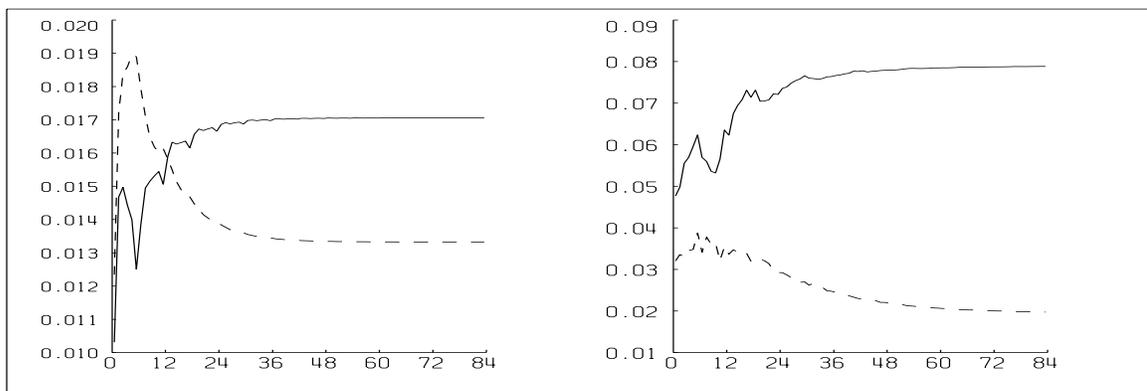
Taux de change bilatéral (IPC)

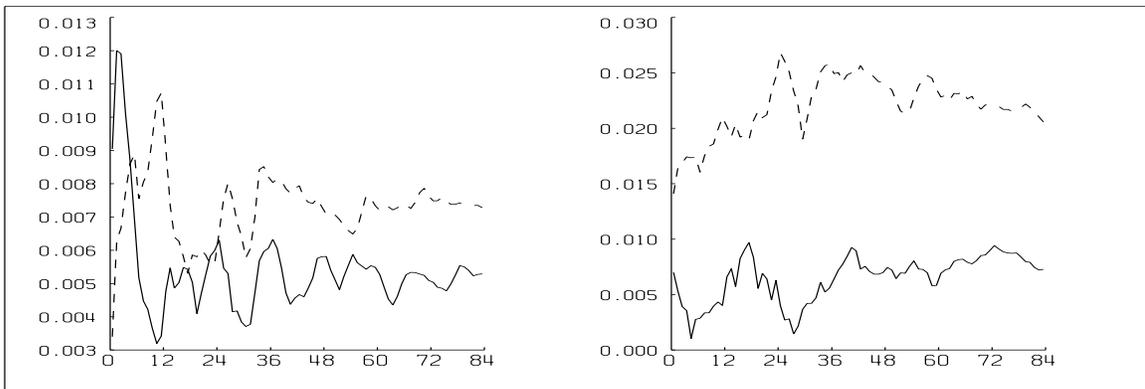
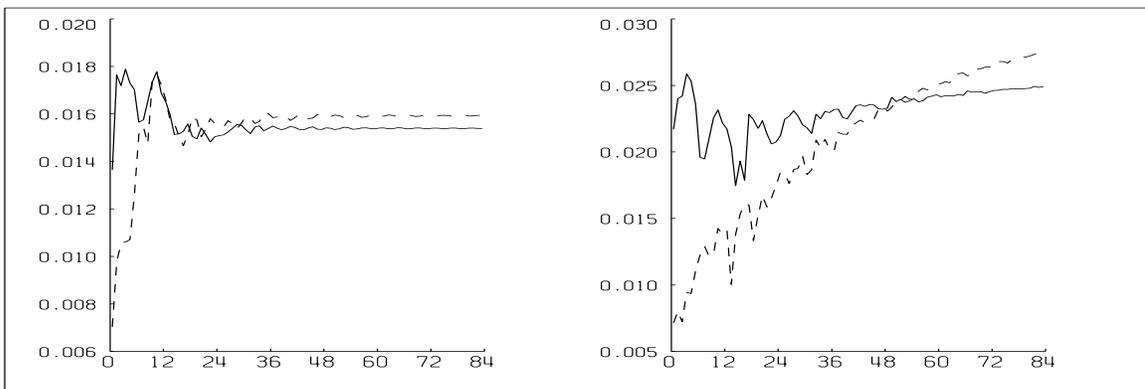


Royaume-Uni

Taux de change effectif (Morgan)

Taux de change bilatéral (IPC)



Réaction du taux de change nominal (1970-1991, données mensuelles)**Réaction à un choc nominal -----****Réaction à un choc réel ———****Italie****Taux de change effectif (Morgan)****Taux de change bilatéral (IPC)****Espagne****Taux de change effectif (Morgan)****Taux de change bilatéral (IPC)**

Réaction du taux de change nominal (1970-1991, données mensuelles)

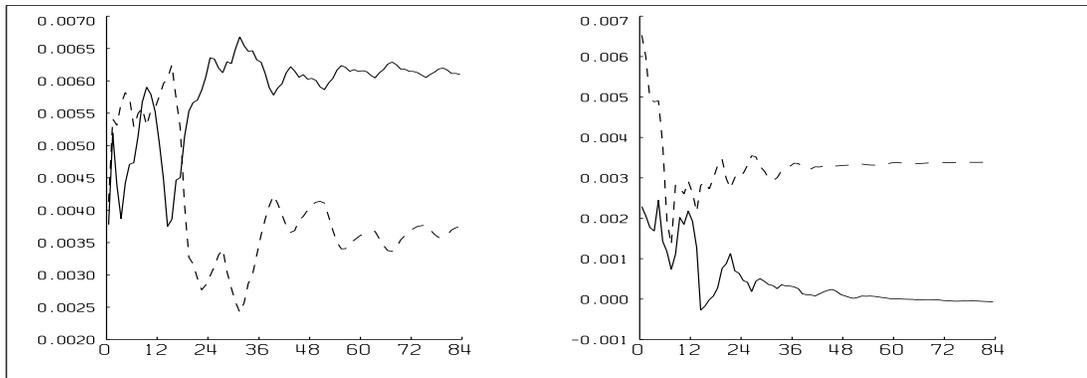
Réaction à un choc nominal -----

Réaction à un choc réel ———

Pays-Bas

Taux de change effectif (Morgan)

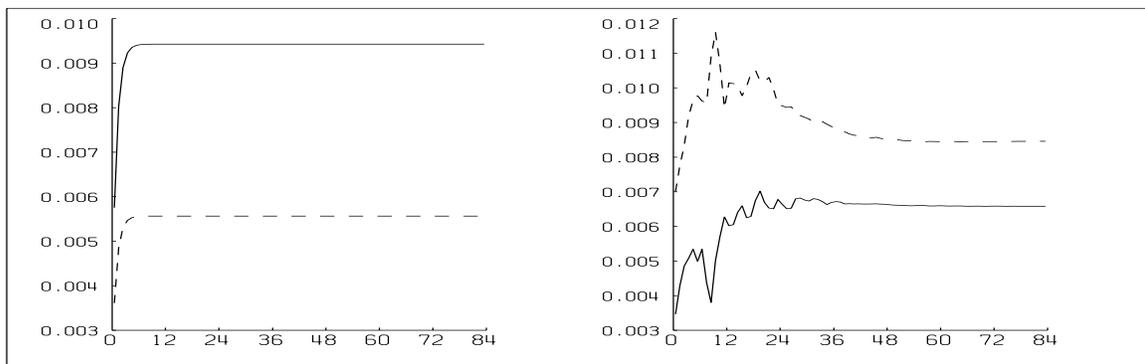
Taux de change bilatéral (IPC)



Belgique

Taux de change effectif (Morgan)

Taux de change bilatéral (IPC)



Réaction du taux de change nominal (1970-1991, données mensuelles)

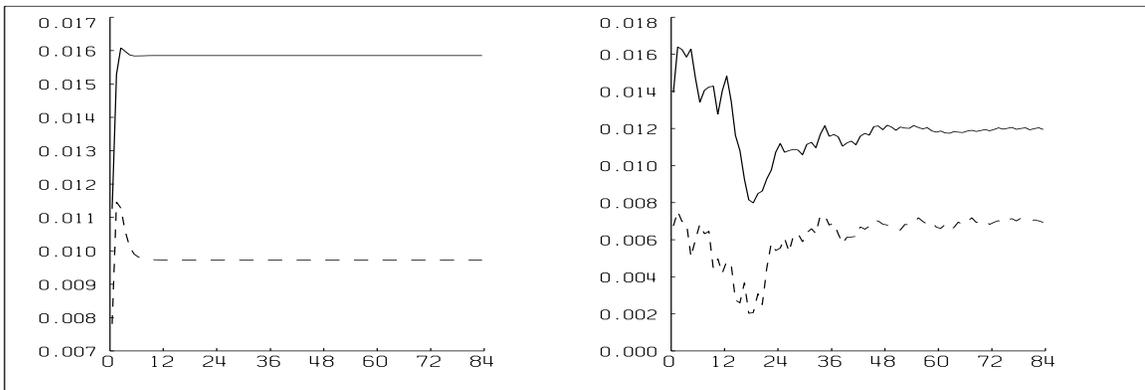
Réaction à un choc nominal -----

Réaction à un choc réel —

Suisse

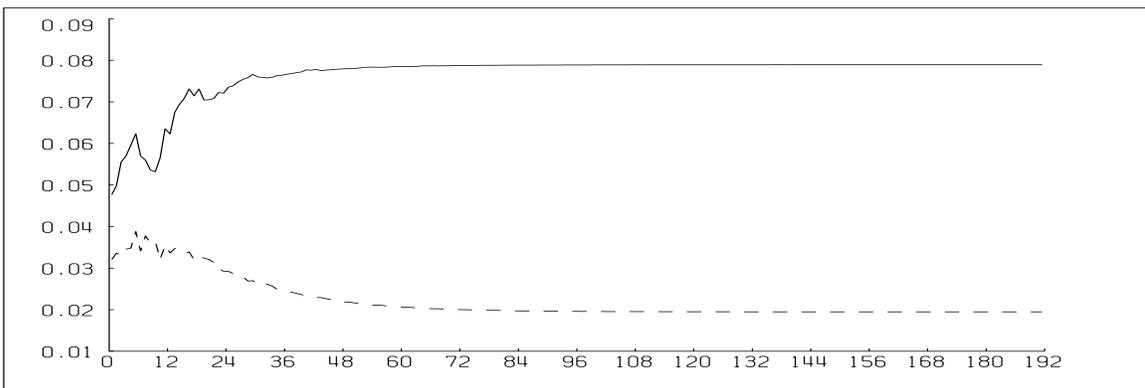
Taux de change effectif (Morgan)

Taux de change bilatéral (IPC)



Allemagne

Taux de change effectif (Morgan)



BIBLIOGRAPHIE

- Adams, C. et B. Chadha (1991). «On Interpreting the Random Walk Behavior of Nominal and Real Exchange Rate» IMF Working Paper, WP 91/7, janvier.
- Amano, R. et S. van Norden (1993). «Terms of Trades and Real Exchange Rates: the Canadian Evidence.», *The Exchange Rate and the Economy*, publié sous la direction de John Murray, Banque du Canada, Ottawa.
- Amano, R. et S. van Norden (1992) «Unit Root and the Burden of the Proof», document de travail n^o 92-7, Banque du Canada, Ottawa.
- Baxter, M (1992). «Real Exchange Rates, Real Interest Differentials, and Government Policy: Theory and Evidence», University of Rochester, Working Paper, février, (à paraître dans le JME).
- Bayoumi, T. et B.J. Eichengreen (1992). «Shocking Aspects of Monetary Unification», NBER Working Paper 3949.
- Beveridge, S. et C. R. Nelson (1981). «A New Approach to the Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components, with Particular Attention to the Measurement of the Business Cycle», *Journal of Monetary Economics*.
- Blanchard, O.J. et D. Quah, (1989). «The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances», *American Economic Review* 79, p. 655-673.
- Campbell, J.Y. et R.H. Clarida (1987). «The Dollar and Real Interest Rates», Carnegie-Rochester, *Conference Series on Public Policy*, vol. 27, North-Holland, p. 103-141.
- Chamie, N., A. DeSerres et R. Lalonde (1994). «Optimum Currency Areas: A Comparison of Europe and the United States», Département des Relations internationales, Banque du Canada, (document de travail à venir).

- Cooley, T. F. et S. F. Leroy (1985). «Atheoretical Macroeconometrics: a Critique» *Journal of Monetary Economics*, novembre, p. 283-308.
- De Grauwe, P. (1992). «*The Economics of Monetary Integration.*» Oxford University Press.
- De Grauwe, P. et H. Heens (1993). «Real Exchange Rate Variability in Monetary Unions», *Recherches économiques de Louvain*, vol. 59, No 1-2, p. 105-117
- Dickey, D. A. et W. A. Fuller (1979). «Distribution of the Estimator for Autoregressive Time Series with a Unit Root», *Journal of American Statistical Association*, vol. 74, p. 427-431.
- Dornbusch, R. (1976). «Expectations and Exchange Rate Dynamics», *Journal of Political Economy*, vol. 84, n° 6, p. 1161-1175.
- Eichengreen B.J. (1991). «Is Europe an Optimal Currency Area», NBER Working Paper 3579.
- Engle, R.F. et C. W. J. Granger (1987). «Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing», *Econometrica*, vol. 55, p. 251-276.
- Evans, M.D.D. et J.R. Lothian (1991). «The Response of Exchange Rates to Permanent and Transitory Shocks Under Floating Exchange Rates», Working Paper Series S-92-1, New York University Salomon Center.
- Fenton, P. et J. Murray (1993). «Optimum Currency Areas: a Cautionary Tale», *The Exchange Rate and the Economy*, publié sous la direction de John Murray, Banque du Canada, Ottawa.
- Huizinga, J. (1987). «An Empirical Investigation of the Long-Run Behavior of Real Exchange Rates», Carnegie-Rochester, *Conference Series on Public Policy*, vol. 27, North-Holland, p. 149-215.

-
- Johnson, D. R. (1992). «Unit Roots, Cointegration and Purchasing Power Parity: Canada and the United States 1870-1991», *The Exchange Rate and the Economy*, publié sous la direction de John Murray, Banque du Canada, Ottawa.
- Kenen. P. (1969). «The Theory of Optimum Currency Areas: an Eclectic View», *Monetary Problems in the International Economy*, publié sous la direction de R. Mundell et A. Swoboda, University of Chicago Press.
- Kwiatkowski, D., P. C. B. Phillips et P. Schmidt (1991). «Testing the Null Hypothesis of Stationnarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure are we that Economic Time Series Have a Unit Root?», Discussion Paper, n° 979, Cowles Foundation of Research in Economics at Yale University, New Heaven, Connecticut.
- Lalonde, R. (1993). «Zones monétaires optimales et symétrie des chocs: une analyse empirique», travail dirigé de maîtrise, École des Hautes Études Commerciales de Montréal.
- Lastrapes, W.D. (1992). «Sources of Fluctuations in Real and Nominal Exchange Rates», *The Review of Economics and Statistics*, vol. 1124-1192, p. 530-537.
- Laxton, D. et R. J. Tetlow (1992). «Government Debt in an Open Economy», Rapport technique n° 58, Banque du Canada, Ottawa.
- Macklem, R. T. (1990). «Terms-of-Trade Disturbances and Fiscal Policy in a Small Open Economy», document de travail n° 70, Banque du Canada, Ottawa.
- Masson, P., S. Symansky et G. Meredith (1990). «Multimod Mark II: A Revised and Extended Model», IMF Occasional Paper 71.
- Masson, P.R. et M.P. Taylor (1992). «Common Currency Areas and Currency Unions: an Analysis of the Issues», Discussion Paper 617, Centre for Economic Policy Research.

- McKibbin, W. J. et J. D. Sachs (1991). *Global linkages: Macroeconomic Interdependence and Cooperation in the World Economy*, Brookings Institution, Washington, D. C.
- McKinnon, R.I. (1963). «Optimum Currency Areas», *American Economic Review*, vol. 53, p. 717-724.
- Meese, R. et K. Rogoff (1988). «Was it Real? The Exchange Rate-Interest Differential Relation over the Modern Floating-Rate Period», *Journal of Finance*, p. 933-948.
- Mendoza, G. E. (1991). «Real Business Cycles in a Small Open Economy», *The American Economic Review*, vol. 81, n° 4, p. 797-818
- Meredith, G. (1989). «Intermod 2.0: Model Specification and Simulation Properties», document de travail WP 89-7, ministère des Finances, Ottawa.
- Mundell, R. (1961). «A Theory of Optimum Currency Areas», *American Economic Review*, vol. 51, p. 657-665.
- Phillips, P. C. B. et P. Perron (1988). «Testing for a Unit Root in Time Series Regressions», *Biometrika*, vol. 75, p. 335-346.
- Poloz, S. (1990). «Real Exchange Rate Adjustment Between Regions in a Common Currency Area», Banque du Canada, miméo, février.
- Quah, D. (1992). «The Relative Importance of Permanent and Transitory Components: Identification and Some Theoretical Bounds», *Econometrica*, vol. 60, p. 107-118.
- Roger, S. (1991). «Terms of Trade Movements in Major Industrial Countries, 1969-1989», Bank of Canada, Working Paper 91-2.
- Schmidt, P. et P. C. B. Phillips (1992). «Testing for a Unit Root in the Presence of Deterministic Trends», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 54, p. 257-288.

Shapiro, M.D. et M. Watson (1988). «Sources of Business Cycle Fluctuations», NBER Working Paper 2589.

Shin, Y. (1992). «A Residual-Based Test of the Null of Cointegration Against the Alternative of No Cointegration», Manuscript, Department of Economics, Michigan State University, East Lansing.

Sims, C. A. (1980). «Macroeconomics and Reality», *Econometrica*, janvier, p. 1-48.

