

**Asymétrie des politiques budgétaires au sein de l'Union monétaire
européenne et taux de change : une tentative d'analyse empirique**

Christophe Blot

LEO - Laboratoire d'Economie d'Orléans

Rue de Blois BP 6739

45067 Orléans Cedex 2

christophe.blot@univ-orleans.fr

1. Introduction

L'Union monétaire européenne est caractérisée par un cadre institutionnel particulier dans le sens où la gestion de la politique monétaire commune est confiée à un organisme supranational tandis que les prérogatives budgétaires restent du domaine des Etats membres. L'objectif des critères de finances publiques, mis en place par le traité de Maastricht et renforcés, en partie, par le Pacte de stabilité et de croissance, était de favoriser la convergence des politiques budgétaires des Etats membres de la zone euro. Toutefois, rien ne garantit le succès de ces contraintes dans la mesure où elles ne portent que sur une notion particulière du déficit des administrations publiques, alors que la politique budgétaire recouvre bien d'autres aspects. Blot, Serranito et Villieu (2000) analysent la convergence des politiques budgétaires européennes à partir d'un échantillon de neuf pays de la zone euro. L'étude porte sur différentes variables budgétaires représentant ainsi les multiples dimensions de la politique budgétaire. Ils construisent des indicateurs de sigma-convergence à la Barro et Sala-i-Martin (1992) sur la période 1970-1998. Ces indicateurs mesurent la dispersion moyenne des différentes variables autour de la moyenne des pays de l'échantillon et constituent en conséquence une mesure intéressante du degré d'asymétrie des politiques budgétaires européennes. Ils montrent alors qu'il est difficile d'accepter l'hypothèse de convergence des politiques budgétaires¹.

Dès lors, l'asymétrie des politiques budgétaires ne risque-t-elle pas de modifier la conduite de la politique monétaire et par ce biais, la détermination du taux de change de la zone euro, notamment par rapport au dollar ? Blot, Serranito et Villieu (2000) montrent, effectivement, qu'une plus forte asymétrie des politiques budgétaires entraînent une augmentation de la variance du taux de change. Cet article étudie donc les conséquences des asymétries budgétaires sur le taux de change en adoptant une démarche empirique. Nous utilisons des indicateurs de convergence budgétaire afin d'analyser leur impact sur différents indicateurs de volatilité du change.

La relation entre la politique budgétaire et le taux de change est généralement bien documentée. Par exemple, Clarida et Gali (1994) et Clarida et Prendergast (1999) montrent, à partir de modèles VAR structurels, que les chocs de politique budgétaire jouent un rôle important dans les

¹ Bruneau et De Bandt (1998), Bruno (1999) et De Bandt et Mondelli (2000) ont des conclusions plus réservées mais ne semblent toutefois pas montrer une convergence générale des politiques budgétaires.

fluctuations du taux de change réel. Les effets mis en évidence par ces modèles résultent des mécanismes de transmission « traditionnels » des chocs de demande publique. Cependant, en union monétaire, la relation entre taux de change et politique budgétaire change de nature. Elle est non seulement le fruit des chocs de demande publique mais également celui des asymétries qui peuvent subsister dès lors que l'exercice des politiques budgétaires est décentralisée. Cette étude constitue donc certainement une approche novatrice des fluctuations du taux de change même si, bien entendu, elle ne peut prétendre expliquer la dynamique générale des variations du change qui reste sans aucun doute plus complexe.

Toutefois, dans la mesure où l'Union monétaire européenne n'existe que depuis le 1^{er} janvier 1999, nous ne pouvons disposer d'échantillons de données suffisamment larges afin de tester directement la relation entre le degré d'asymétrie budgétaire et le taux de change euro / dollar. Il existe pourtant des séries de taux de change calculées rétrospectivement ; nous pouvons alors analyser la relation entre les indicateurs de sigma-convergence déterminés par Blot, Serranito et Villieu (2000) sur la période 1970-1998 et ce taux de change fictif. Par ailleurs, nous pouvons nous interroger sur l'hypothèse que la volatilité attribuée à l'asymétrie des politiques budgétaires se soit manifestée sur chaque monnaie de la future union plutôt que sur la monnaie commune par rapport au dollar. Une moyenne pondérée de la volatilité du taux de change bilatéral de chaque monnaie par rapport à l'euro fictif est donc calculée. Bien entendu, cette analyse est fragile puisqu'elle ne peut porter directement sur le taux de change actuel de l'union. Mais, si une relation entre la volatilité passée du change et les mesures de convergence structurelle de politique budgétaire peut être identifiée alors même que la monnaie unique n'était qu'un projet ; elle augmentera la possibilité pour cette volatilité concerne aujourd'hui les fluctuations de l'euro / dollar.

L'analyse empirique s'effectue en deux temps. Des tests de causalité sont effectués à partir de modèles VAR bivariés et standardisés afin de sélectionner un ensemble d'indicateur budgétaire pertinent. Puis le signe de la relation entre les variables de sigma-convergence et les mesures de volatilité des taux de change est étudié à partir de régressions où le degré d'intégration des séries est explicitement pris en compte. Nous montrons que de nombreuses variables budgétaires causent, « au sens de Granger », significativement différentes mesures de la volatilité du taux de change. Par ailleurs, cette relation est, dans la grande majorité des cas, positive c'est-à-dire qu'un accroissement de l'asymétrie des politiques budgétaires entraîne une augmentation des fluctuations du change.

La deuxième section expose la démarche économétrique adoptée. Puis nous présentons l'échantillon de données en rappelant brièvement la construction des indicateurs de convergence. Les résultats obtenus sont présentés et commentés dans la quatrième section. Puis nous concluons dans une cinquième section.

2. Présentation de la démarche empirique

L'objectif de cet article est d'analyser l'existence d'une relation empirique entre les mesures de sigma-convergence et différents indicateurs de volatilité du taux de change. Cette étude est menée en deux temps.

Dans un premier temps, l'existence de relations de causalité entre les indicateurs de sigma-convergence et différentes mesures de la volatilité du taux de change est analysée à partir de modèles VAR bivariés. Cette étape a pour objectif de sélectionner l'ensemble des variables budgétaires pertinentes c'est-à-dire celles dont la relation de causalité vers le taux de change est significative. Nous adoptons alors une démarche simplifiée puisque le degré d'intégration des séries ainsi que l'éventualité de relations de cointégration ne sont pas pris en compte.

Nous exploitons ici les résultats économétriques² de Toda et Yamamoto (1995) qui montrent que l'estimation d'un VAR en niveau d'ordre $p = k + d_{\max}$ permet d'effectuer les tests d'hypothèse usuels où k est le nombre «vrai» de lags et d_{\max} le degré d'intégration maximum supposé de la série³. Nous pouvons alors tester directement la significativité de la relation de « causalité » des différents indicateurs de sigma-convergence en niveau sur différentes mesures de la volatilité des taux de change nominal et réel sans tester, au préalable, le degré d'intégration des séries et l'existence de relations de cointégration. Cette démarche se justifie par le nombre de modèles estimés. En effet, l'échantillon de données dont nous disposons nous permet de déterminer 11 variables de sigma-convergence et nous calculons 5 mesures différentes de volatilité du change réel et nominal, soit un total de 120 modèles VAR bivariés. Nous pouvons donc appliquer une démarche standardisée sur l'ensemble de ces modèles afin de sélectionner les indicateurs budgétaires

² Voir également Djoudad et Tessier (2000).

« pertinents », c'est à dire ceux dont les valeurs apportent une information sur l'évolution de la volatilité du change.

Pour chacun des modèles VAR bivariés, nous testons l'existence d'une relation de « causalité » au sens de Granger. Celle-ci permet de voir si les valeurs passées d'une variable X (respectivement Y) contiennent une information sur le présent de Y (respectivement X) sachant que l'on a pris en compte les valeurs passées de Y (respectivement X)⁴. Notre intérêt se porte plus particulièrement sur la causalité des indicateurs de sigma-convergence vers les taux de change réel ou nominal. La significativité de la relation de causalité est testée à partir de la procédure de Geweke (1982). Ces tests permettent également de déterminer une mesure de causalité instantanée. Quelque soit le sens de la relation de causalité testée, l'hypothèse nulle correspond à l'absence de causalité.

Par ailleurs, l'utilisation de modèles VAR à deux variables nous permet de nous affranchir de la recherche d'un modèle structurel du taux de change où seraient intégrées d'autres variables macroéconomiques réelles ou monétaires. Ce choix s'explique notamment par les difficultés empiriques généralement rencontrées lorsque l'on souhaite valider les cadres théoriques standards tels que les modèles monétaires. La quête d'un modèle structurel du taux de change s'avère ici d'autant plus délicate que nous cherchons à rendre compte des fluctuations du taux de change de la zone euro sur des données relatives à une période où la monnaie unique n'était pas mise en place. L'interprétation d'une telle construction aurait donc été particulièrement difficile. C'est pourquoi le choix d'un modèle bivarié où interviennent uniquement les indicateurs de sigma-convergence et les mesures de volatilité du taux de change semble plus approprié même si ce choix nous amène à anticiper le futur de l'UEM à partir de données où l'union n'existait pas. Toutefois, si justement nous parvenons à montrer que l'absence de convergence des politiques budgétaires européennes a contribué à accroître la volatilité du taux de change avant même la mise en place de l'Union, alors il semble probable que cette volatilité se soit aujourd'hui transmise sur l'euro / dollar dès lors que les politiques budgétaires restent asymétriques.

Ensuite, la relation entre les indicateurs de sigma-convergence pertinents et le taux de change peut être analysée dans des équations estimées par les moindres carrés ordinaires où le degré

³ Quelque soit le modèle considéré, on suppose que ce degré d'intégration maximum est égal à 1.

⁴ Voir Bellando et Lavigne (1992) pour une présentation détaillée des tests de causalité bivariée.

d'intégration des séries ainsi que l'éventualité de relations de cointégration sont analysés. Nous étudions alors le signe de la relation afin de voir si une diminution de l'asymétrie budgétaire est susceptible de réduire la volatilité du change.

3. Présentation des données

Les variables budgétaires sont des séries annuelles issues de la base de données de l'OCDE et portent sur neuf pays⁵ de la zone euro sur la période 1970-1998. Les données pour le Luxembourg n'étaient pas disponibles et celles pour l'Irlande ne l'étaient qu'à partir de 1986. Finalement, les calculs d'indicateur de sigma-convergence ont été réalisés avant l'intégration de la Grèce dans la zone euro et ne prennent pas en compte ce pays dans l'analyse. Ces indicateurs concernent différentes mesures du solde budgétaire des administrations publiques soit ici le solde budgétaire courant, le solde primaire, le solde corrigé des fluctuations cycliques (solde ajusté par la suite) et le solde primaire ajusté. Par ailleurs, la base de données nous permet de construire également des indicateurs pour les dépenses publiques (primaires et ajustées), les consommations finales des administrations publiques et les recettes fiscales courantes. La dénomination exacte des séries est donnée en annexe 1. Le calcul des variables ajustées des fluctuations cycliques est réalisé de la façon suivante :

$$\text{Variable courante} = \text{Variable structurelle} + a(\text{output} - \text{gap})$$

où a représente l'élasticité de la variable considérée⁶ par rapport à l'output-gap, ce dernier étant déterminé à partir d'un filtre Hodrick-Prescott.

Les variables d'asymétrie budgétaire sont calculées à partir de la notion de sigma-convergence notamment introduite par Barro et Sala-i-Martin (1992). On note :

$$\mathbf{s} - \text{convergence} = \frac{\mathbf{s}_{t+i}(X)}{\mathbf{s}_t(X)} \quad \text{pour tout } i = 0, T \quad \text{avec } T \text{ la date terminale}$$

$$\text{où } \mathbf{s}_{t+i}(X) = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n (X_{j,t+i} - \bar{X}_{t+i})^2} \quad \text{avec } \bar{X}_{t+i} = \sum_{j=1}^n n_j X_{j,t+i}$$

⁵ Ces neuf pays sont : Allemagne, Autriche, Belgique, Espagne, Finlande, France, Italie, Pays-Bas et Portugal.

où on a noté :

n : le nombre de pays de l'échantillon,

n_j : le poids attribué à chaque pays de l'échantillon,

et $X_{j,t+i}$: la variable budgétaire considérée à la période $t+i$ pour le pays j .

Les variations de l'indicateur ci-dessus reflètent l'évolution de la convergence et donc du degré d'asymétrie des politiques budgétaires dans la zone euro. Une diminution de la variable *S – convergence* traduit un rapprochement global vers la moyenne et donc une plus faible asymétrie des politiques budgétaires. Ces indicateurs sont calculés à la fois pour des variables de solde, de dépenses publiques et de recettes⁷.

Les indicateurs de volatilité du change sont calculés à partir de différents taux de change bilatéraux. En effet, la base de données Datastream fournit une série de taux de change livre sterling / euro synthétique c'est-à-dire calculée rétrospectivement. Il est donc possible de déterminer le taux de change fictif euro / dollar ainsi que le taux de change des neuf pays de l'échantillon par rapport à cet euro synthétique sur la période 1970-1998 en données mensuelles. Les taux de change réels sont calculés à partir des indices de prix à la consommation de chaque pays et d'un indice synthétique pour la zone euro. La significativité de la relation de causalité est testée sur les cinq mesures différentes de la volatilité du taux de change réel et nominal suivantes⁸ :

i) Mesure 1 : écart-type annuel du taux de change euro / dollar mensuel. Plus précisément, un écart-type est calculé pour chaque année à partir des 12 valeurs mensuelles du taux de change réel et du taux de change nominal ;

ii) Mesure 2 : écart entre la moyenne annuelle et la moyenne globale du taux de change euro / dollar soit : $\bar{X}_t - \bar{X}$

où \bar{X} est la moyenne sur l'ensemble de la période du taux de change euro / dollar,

et \bar{X}_t correspond à la moyenne annuelle du taux de change euro / dollar calculée pour chaque date $t = 1970, \dots, 1998$;

⁶ Voir Blot, Serranito et Villieu (2000) pour plus de détails.

⁷ L'annexe 1 donne une définition des variables budgétaires utilisées.

⁸ Toutes les transformations effectuées sur les taux de change réels ou nominaux sont réalisées sur le logarithme de ces variables.

iii) Mesure 3 : écart entre la variance annuelle et la variance globale du taux de change euro / dollar
soit : $V(X)_t - \bar{V}(X)$

où $\bar{V}(X)$ est la variance globale du taux de change euro / dollar calculée sur l'ensemble de la période,

et $V(X)_t$ la variance annuelle du taux de change pour chaque date $t = 1970, \dots, 1998$.

Pour les mesures 2 et 3 de la volatilité, les indicateurs annuels de sigma-convergence sont calculés en écart à leur valeur moyenne sur l'ensemble de la période. Les mesures de l'asymétrie des politiques budgétaires sont ainsi calculées de façon équivalente aux mesures de volatilité du change c'est-à-dire en écart à une moyenne globale. Finalement, les mesures 4 et 5 peuvent être considérées comme des mesures de volatilité intra-zone puisqu'elles font intervenir les taux de change bilatéraux de chaque pays de la zone euro de notre échantillon par rapport à l'euro. On a en effet :

iv) Mesure 4 :
$$\bar{X}_t = \sum_{j=1}^9 n_j X_{j,t}$$

avec $X_{j,t}$ la moyenne annuelle des variations mensuelles du taux de change bilatéral du pays j par rapport à l'euro. \bar{X}_t représente par conséquent, la moyenne pondérée de cette variable calculée pour chaque date $t = 1970, \dots, 1998$,

n_j représente le poids attribué à chaque pays de l'échantillon, il est identique à celui utilisé pour calculer les indicateurs de sigma-convergence. Ce poids est fonction de la part de chaque pays de l'échantillon dans le PIB de la zone exprimé en parité des pouvoirs d'achat.

v) Mesure 5 :
$$\bar{V}_t = \sum_{j=1}^9 n_j \times V(X_{j,t})$$

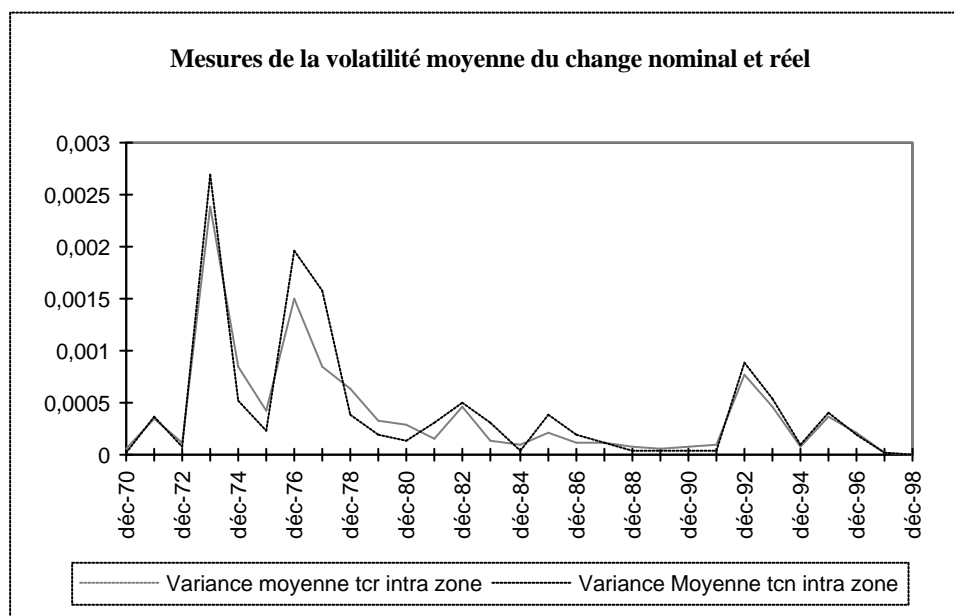
avec $V(X_{j,t})$, la variance annuelle de chaque parité bilatérale des neuf pays de l'échantillon par rapport à l'euro. \bar{V}_t représente donc la moyenne pondérée des variances de chaque taux de change calculée pour chaque date $t = 1970, \dots, 1998$.

Ces deux mesures de volatilité moyenne à l'intérieur de la zone euro sont intéressantes puisque la monnaie unique n'existant pas sur cette période, il est possible que l'asymétrie des politiques budgétaires ait eu un effet sur les cours du change de chaque pays plutôt que sur une mesure du change de la zone par rapport à l'extérieur.

4. L'analyse empirique

4.1 Tests de causalité

Globalement, on ne note pas de grandes différences entre les modèles où intervient le taux de change nominal et ceux avec le taux de change réel. Ce résultat n'est pas étonnant dans la mesure où on n'observe pas de différences majeures dans l'évolution de la volatilité de ces deux mesures de la volatilité comme le montre le graphique ci-dessous où sont comparées les variances moyennes de chaque parité bilatérale exprimée en termes réel et nominal.



La significativité de la relation de «causalité» dépend à la fois des mesures de volatilité et des indicateurs de sigma-convergence même si, pour ces dernières variables, il ne semble pas possible de trouver un indicateur dont l'effet est systématiquement mis en évidence (voir annexes 2 à 6). Quant aux différentes mesures de volatilité, on obtient de biens meilleurs résultats lorsque la volatilité du change est mesurée comme une moyenne pondérée de la volatilité de la monnaie de chaque pays par rapport à l'euro (voir annexe 5 et 6). Ceci tend à montrer que, sil y eu une relation entre l'asymétrie des politiques budgétaires et la volatilité du taux de change, celle-ci s'est manifestée sur les parités bilatérales plutôt que sur l'euro / dollar. Dans la mesure où, aujourd'hui, les parités

sont irrévocablement fixes, on doit pouvoir s'attendre à ce que cette volatilité se soit transmise au taux de change de la zone notamment par rapport au dollar.

Le premier modèle où la volatilité du change est mesurée comme l'écart-type annuel du taux de change est dans l'ensemble peu concluant puisque seuls les indicateurs de sigma-convergence de dépenses totales et dépenses totales structurelles causent significativement le taux de change réel. En outre, le sens de la relation de causalité représentée dans ces deux cas moins de 50% de la causalité totale.

Lorsque la volatilité du change est mesurée comme l'écart entre la moyenne annuelle et la moyenne globale de l'euro / dollar, aucun résultat significatif n'est obtenu. Ceci s'explique peut-être par le fait que cet indicateur ne constitue pas vraiment une mesure de la volatilité du change. Ainsi, lorsque celle-ci est mesurée à partir de la différence entre la variance annuelle et la variance globale de l'euro / dollar, les résultats sont plus intéressants surtout lorsque l'on considère les indicateurs de sigma-convergence relatifs aux différentes variables de dépenses (voir annexe 4). De nombreux indicateurs causent significativement le taux de change nominal ou le taux de change réel aux seuils de 5 et 10% même si la relation de causalité inverse semble également significative pour ces mêmes variables.

Finalement, ce sont les modèles où la volatilité est mesurée comme une moyenne pondérée de la volatilité de chaque parité bilatérale qui donnent les résultats les plus significatifs (voir annexe 5 et 6). De nombreux indicateurs de sigma-convergence semblent avoir un effet sur le change réel et nominal. On obtient de nombreuses relations de causalité significatives pour différentes variables telles que les soldes budgétaires, les soldes primaires corrigés ou non des fluctuations cycliques, les recettes (conjoncturelles ou structurelles) et les dépenses primaires. De plus, c'est généralement la relation de causalité qui va des indicateurs budgétaires aux variables de change qui explique la part la plus importante de la causalité totale.

L'annexe 7 récapitule, pour les différents modèles VAR, l'ensemble des variables qui semblent être significatives c'est-à-dire dont on a pu montrer qu'elles « causaient » significativement une mesure de la volatilité du taux de change réel ou nominal. A partir de ces différents modèles, nous analysons l'ordre d'intégration des séries afin de pouvoir, ensuite, étudier le signe de la relation entre les mesures d'asymétrie budgétaire et la volatilité du taux de change.

4.2 Tests de stationnarité

La stationnarité des indicateurs de sigma-convergence a été testée par Blot, Serranito et Villieu (2000). Dans la mesure où ce sont les mêmes variables qui sont reprises ici, nous reprenons directement leurs résultats⁹ en annexe 8. Ils montrent que l'hypothèse nulle de non convergence ne peut être rejetée pour de nombreuses variables ajustées (solde budgétaire, solde primaire, recettes et dépenses totales). A l'inverse, on peut supposer l'existence d'un mouvement de convergence des politiques budgétaires lorsque les variables considérées sont : le solde budgétaire, le solde public primaire, les recettes courantes, les dépenses totales, les dépenses totales primaires ajustées ou non et les consommations finales des administrations publiques. De fait, il semble que ce soit le caractère cyclique des variables qui soit déterminant pour la convergence. En effet, à l'exception des dépenses totales primaires, la prise en compte du cycle conjoncturel modifie les conclusions des tests et les variables budgétaires dites structurelles semblent globalement asymétriques.

Pour les mesures de volatilité du change, la stationnarité est testée à partir de tests ADF. La plupart des séries sont stationnaires c'est-à-dire que l'hypothèse nulle de racine unitaire peut être rejetée aux seuils de risque conventionnels (voir annexe 8). De plus, dans les cas où la série de taux de change semble être intégrée d'ordre un, les modèles VAR correspondants à ces variables n'ont pas permis de faire ressortir la significativité d'un indicateur de sigma-convergence qui se révèle également intégré d'ordre un. Il n'y a donc aucune relation de cointégration à tester. En résumé, soit les mesures de volatilité sont stationnaires, soit elles ne le sont pas mais, dans ce cas il n'existe aucune variable de sigma-convergence également intégrée d'ordre un dont on puisse montrer, à partir des modèle VAR, qu'elle « cause » significativement cette mesure de la volatilité du change.

4.3 Analyse empirique des effets des indicateurs de sigma-convergence

Cette dernière étape a pour objet de vérifier la robustesse des résultats obtenus à partir des tests de causalité bivariée et surtout d'étudier le signe de la relation entre les différents indicateurs d'asymétrie budgétaire et les mesures de volatilité du taux de change. En effet, l'exploitation des résultats économétriques de Toda et Yamamoto (1995) ne dispense pas d'analyser la relation entre

⁹ La stationnarité des indicateurs de sigma-convergence est déterminée à partir des tests d'Evans (1996).

les indicateurs budgétaires et les variables de change à partir de modèles économétriques plus complets c'est-à-dire où le degré d'intégration des séries est pris en compte. Ainsi, la robustesse des résultats est testée à partir de régressions standards où les variables intégrées d'ordre un ont été différenciées et où le nombre de retards choisi pour les variables explicatives correspond à celui déterminé par les critères AIC / BIC dans les modèles VAR. Les résultats obtenus sont résumés en annexe 9.

Globalement, on retrouve dans de nombreuses régressions le pouvoir explicatif des indicateurs de sigma-convergence. De plus, la significativité de cette relation concerne tout aussi bien des variables de solde budgétaire (notamment pour les modèles 4 et 5) que des variables de recettes ou de dépenses qu'elles soient nettes des charges d'intérêt ou non, ajustées des fluctuations cycliques ou non.

La relation entre l'asymétrie des politiques budgétaire et la volatilité du taux de change est mieux illustrée par les modèles 4 et 5 c'est-à-dire ceux où la volatilité est mesurée comme une moyenne pondérée de la volatilité de chaque monnaie des pays membres par rapport à l'euro. Notre étude montre donc, que par le passé, l'écart entre la politique budgétaire de chaque pays et la « politique budgétaire moyenne » de la future zone euro affectait sans doute la volatilité de la monnaie de ces pays. Dans la mesure où, aujourd'hui, les parités sont fixées irrévocablement par rapport à l'euro, il est probable que cette volatilité se soit transmise aux fluctuations de la monnaie européenne par rapport aux autres monnaies et *a fortiori* par rapport au dollar.

Finalement, les différentes équations testées en annexe 9 montrent que le signe de la relation entre asymétrie budgétaire et volatilité du taux de change est généralement positif. Toutes les régressions, à l'exception de celles illustrant le modèle 3 (où la volatilité correspond à l'écart entre la variance annuelle et la variance globale de l'euro / dollar) indiquent qu'un accroissement de l'asymétrie de politiques budgétaires a entraîné une augmentation de la volatilité du taux de change. Ces résultats confirment donc globalement les conclusions théoriques de Blot, Serranito et Villieu (2000). En effet, ils montrent que l'asymétrie des politiques budgétaires au sein d'une union monétaire réduit la crédibilité de la banque centrale et modifie par conséquent la détermination de la politique monétaire. La non convergence des politiques budgétaires accroît ainsi la variabilité du taux de change réel, résultat confirmé ici économétriquement. Même en l'absence de politique monétaire

commune, une relation entre une mesure de la convergence structurelle des politiques budgétaires et la volatilité du taux de change fictif de la zone euro ainsi que la moyenne pondérée de la volatilité de chaque parité bilatérale a pu être identifiée. Ici, ce n'est sans doute pas la crédibilité de la politique commune qui peut être mise en cause mais peut être celle de chaque Etat considéré séparément.

5. Conclusion

Il semble donc possible qu'existe une relation empirique entre le degré d'asymétrie des politiques budgétaires européennes et la détermination du taux de change réel ou nominal de la zone euro. En effet, les tests de causalité bivariée présentés ici tendent à montrer que de nombreux indicateurs de sigma-convergence, mesurant le degré d'asymétrie des politiques budgétaires européennes en considérant différentes variables représentatives, causent significativement la volatilité moyenne de chaque monnaie de la zone par rapport à l'euro ainsi que celle de l'euro / dollar. Cette relation est effectivement confirmée pour différentes mesures de la volatilité du taux de change ainsi que pour de nombreuses variables budgétaires.

Par ailleurs, le signe de la relation est généralement positif ce qui indique qu'une plus grande asymétrie des politiques budgétaires au sein de la zone euro est susceptible d'accroître la volatilité du taux de change ou, inversement, plus les politiques budgétaires européennes seront coordonnées ou centralisées moins les fluctuations de la monnaie unique seront importantes.

Bien entendu ce type d'analyse reste fragile puisqu'elle consiste à s'intéresser à «l'euro avant l'euro». En effet, nous sommes amenés à anticiper le comportement actuel et futur de la monnaie unique à partir d'un passé où elle n'existait pas en utilisant des mesures fictives de la volatilité du change de l'actuelle zone euro. Pour autant, le fait même de parvenir à identifier une relation entre convergence budgétaire et taux de change sur un passé où l'union n'existait pas ne fait que confirmer *l'a priori* selon lequel une plus forte convergence ou, au contraire, une plus forte asymétrie des politiques budgétaires menées aujourd'hui au sein de la zone euro modifiera la détermination du taux de change de la zone.

Annexe 1 : Les données

NLG : Solde budgétaire des administrations publiques,

NLGS : Solde budgétaire ajusté¹⁰ des administrations publiques,

NLGX : Solde budgétaire primaire des administrations publiques,

NLGXS : Solde budgétaire primaire ajusté des administrations publiques,

YRG : Recettes courantes des administrations publiques,

YRGS : Recettes courantes ajustées des administrations publiques,

DT : Dépenses totales,

DTS : Dépenses totales ajustées,

DPT : Dépenses totales primaires,

DPTS : Dépenses totales primaires ajustées,

CGAA : Consommation finales des administrations publiques.

Pour les variables de taux de change, les dénominations correspondent à l'appellation générale de la variable et ne prennent pas en compte les transformations réalisées.

TCN : Taux de change nominal,

TCR : Taux de change réel,

¹⁰ Des fluctuations conjoncturelles.

Annexe 2

Modèle	Pbic (Paic)	Psel = Pbic	Ser 2 cause Ser 1			Causa Instantanée		
			% Totale	T-Stats	SL	% Totale	T-Stats	SL
TCN-NLG	1 (1)	2	26,02%	1,05	0,59	7,19%	0,29	0,59
TCN-NLGS	1 (1)	2	36,90%	1,35	0,51	6,64%	0,24	0,62
TCN-NLGX	1 (1)	2	48,01%	2,56	0,28	1,07%	0,06	0,81
TCN-NLGXS	1 (1)	2	8,28%	0,32	0,85	0,96%	0,04	0,85
TCN-YRG	1 (1)	2	0,3%	0,01	0,99	0,01%	0,0003	0,98
TCN-YRGS	1 (1)	2	12,75%	0,32	0,85	11,19%	0,29	0,59
TCN-DT*	1 (1)	2	41,52%	4,13	0,13	9,30%	0,93	0,64
TCN-DTS*	1 (1)	2	30,98%	4,02	0,13	10,03%	1,30	0,25
TCN-DPT	1 (1)	2	43,41%	2,57	0,28	10,18%	0,60	0,44
TCN-DPTS	1 (1)	2	33,04%	2,49	0,29	13,01%	0,98	0,32
TCN-CGAA	1 (1)	2	35,54%	2,13	0,34	19,71%	1,18	0,28
TCR-NLG	1 (1)	2	12,89%	0,40	0,82	22,82%	0,72	0,40
TCR-NLGS	1 (1)	2	39,08%	1,44	0,49	12,06%	0,45	0,51
TCR-NLGX	1 (1)	2	53,64%	3,83	0,15	6,04%	0,43	0,51
TCR-NLGXS	1 (1)	2	19,69%	0,94	0,63	5,35%	0,25	0,61
TCR-YRG	1 (1)	2	4,52%	0,13	0,94	3,90%	0,11	0,74
TCR-YRGS	1 (1)	2	17,57%	0,34	0,84	3,32%	0,06	0,80
TCR-DT*	1 (1)	2	43,53%	4,96^c	0,08	1,40%	0,16	0,69
TCR-DTS	1 (1)	2	33,64%	5,22^c	0,07	1,56%	0,24	0,62
TCR-DPT	1 (1)	2	47,59%	3,76	0,15	0,79%	0,06	0,80
TCR-DPTS*	1 (1)	2	38,37%	3,76	0,15	2,11%	0,21	0,65
TCR-CGAA	1 (1)	2	22,97%	1,11	0,57	51,78%	2,51	0,11

Modèle 1 :

la variable expliquée (Ser1) correspond à l'écart-type annuel du logarithme des taux de change nominal et réel (en données mensuelles),

les variables explicatives (Ser2) sont les différents indicateurs de sigma-convergence.

La mesure de causalité de Ser2 vers Ser1 correspond à la causalité d'un indicateur de sigma-convergence vers le taux de change. Cette mesure suit une loi du CHI-2 où le nombre de degrés de liberté correspond au nombre de retard sélectionné. La mesure de causalité instantanée suit une loi du CHI-2 à 1 degré de liberté.

L'hypothèse nulle testée correspond à l'absence de causalité :

a : H0 est rejetée au seuil de 1%

b : H0 est rejetée au seuil de 5%

c : H0 est rejetée au seuil de 10%

Finalement, un * indique la significativité de la causalité de Ser1 vers Ser2 aux seuils de confiance conventionnels.

Annexe 3

Modèle	Pbic (Paic)	Psel = Pbic	Ser 2 cause Ser 1			Causa Instantanée		
			% Totale	T-Stats	SL	% Totale	T-Stats	SL
TCN-NLG	1 (1)	2	73,47%	3,50	0,17	4,82%	0,23	0,63
TCN-NLGS	1 (1)	2	29,93%	1,21	0,55	51,52%	2,09	0,15
TCN-NLGX	1 (1)	2	38,86%	1,17	0,56	26,67%	0,81	0,37
TCN-NLGXS	1 (1)	2	51,17%	0,75	0,69	37,61%	0,55	0,46
TCN-YRG	1 (1)	2	68,76%	2,90	0,23	0,10%	0,004	0,95
TCN-YRGS	1 (1)	2	42,03%	1,15	0,56	23,61%	0,65	0,42
TCN-DT	1 (1)	2	53,82%	4,07	0,13	7,86%	0,60	0,44
TCN-DTS	1 (1)	2	55,82%	4,52	0,11	10,23%	0,83	0,36
TCN-DPT	1 (1)	2	63,38%	3,16	0,21	3,31%	0,17	0,69
TCN-DPTS	1 (1)	2	54,95%	3,07	0,22	7,22%	0,40	0,53
TCN-CGAA	1 (1)	2	52,08%	1,67	0,43	0,42%	0,01	0,91
TCR-NLG	1 (1)	2	77,21%	2,63	0,27	1,86%	0,06	0,80
TCR-NLGS	1 (1)	2	26,09%	0,64	0,73	56,22%	1,39	0,24
TCR-NLGX	1 (1)	2	25,76%	0,86	0,65	27,44%	0,91	0,34
TCR-NLGXS	1 (1)	2	27,56%	0,40	0,82	44,94%	0,65	0,42
TCR-YRG	1 (1)	2	65,68%	2,27	0,32	0,78%	0,03	0,87
TCR-YRGS	1 (1)	2	40,11%	0,88	0,64	15,38%	0,34	0,56
TCR-DT	1 (1)	2	42,27%	2,42	0,30	12,23%	0,70	0,40
TCR-DTS	1 (1)	2	44,19%	2,66	0,26	17,72%	1,07	0,30
TCR-DPT	1 (1)	2	50,88%	1,67	0,43	6,69%	0,22	0,64
TCR-DPTS	1 (1)	2	41,17%	1,57	0,46	13,97%	0,53	0,47
TCR-CGAA	1 (1)	2	57,87%	1,62	0,4	0,05%	0,001	0,97

Modèle 2 :

la variable expliquée (Ser1) correspond à l'écart entre la moyenne annuelle des taux de change nominal et réel (en logarithme et en données mensuelles) et la moyenne des mêmes taux de change sur l'ensemble de la période,

les variables explicatives (Ser2) sont les écarts entre les différents indicateurs de sigma-convergence et la valeur moyenne de l'indicateur considéré sur l'ensemble de la période.

La mesure de causalité de Ser2 vers Ser1 correspond à la causalité d'un indicateur de sigma-convergence vers le taux de change. Cette mesure suit une loi du CHI-2 où le nombre de degrés de liberté correspond au nombre de retard sélectionné. La mesure de causalité instantanée suit une loi du CHI-2 à 1 degré de liberté.

L'hypothèse nulle testée correspond à l'absence de causalité :

- a** : H0 est rejetée au seuil de 1%
- b** : H0 est rejetée au seuil de 5%
- c** : H0 est rejetée au seuil de 10%

Finalement, un * indique la significativité de la causalité de Ser1 vers Ser2 aux seuils de confiance conventionnels.

Annexe 4

Modèle	Pbic (Paic)	Psel = Pbic	Ser 2 cause Ser 1			Causa Instantanée		
			% Totale	T-Stats	SL	% Totale	T-Stats	SL
TCN-NLG*	1 (1)	2	13,05%	0,99	0,61	25,80%	1,96	0,16
TCN-NLGS*	1 (1)	2	4,25%	0,34	0,85	32,19%	2,55	0,11
TCN-NLGX	1 (1)	2	61,08%	1,89	0,39	6,18%	0,19	0,66
TCN-NLGXS	1 (1)	2	23,16%	0,57	0,75	12,28%	0,30	0,58
TCN-YRG*	1 (1)	2	39,69%	3,57	0,17	8,04%	0,72	0,40
TCN-YRGS	1 (1)	2	8,35%	0,51	0,78	48,89%	2,96^c	0,09
TCN-DT*	1 (1)	2	48,88%	5,18^c	0,08	0,99%	0,11	0,75
TCN-DTS	1 (1)	2	49,61%	4,59	0,101	5,12%	0,47	0,49
TCN-DPT*	1 (1)	2	49,86%	7,67^b	0,02	0,03%	0,004	0,95
TCN-DPTS*	1 (1)	2	51,56%	6,43^b	0,04	0,68%	0,09	0,77
TCN-CGAA	1 (1)	2	57,00%	3,91	0,14	27,47%	1,88	0,17
TCR-NLG	1 (1)	2	15,43%	1,17	0,56	36,21%	2,75^c	0,10
TCR-NLGS	1 (1)	2	9,28%	0,73	0,70	35,61%	2,80^c	0,09
TCR-NLGX	1 (1)	2	64,60%	2,12	0,35	5,72%	0,19	0,67
TCR-NLGXS	1 (1)	2	29,23%	0,78	0,68	13,86%	0,37	0,54
TCR-YRG*	1 (1)	2	40,85%	4,30	0,12	6,12%	0,64	0,42
TCR-YRGS	1 (1)	2	17,75%	1,14	0,57	53,47%	3,44^c	0,06
TCR-DT*	1 (1)	2	46,21%	5,01^c	0,08	0,12%	0,01	0,91
TCR-DTS*	1 (1)	2	48,19%	4,78^c	0,09	1,51%	0,15	0,70
TCR-DPT*	1 (1)	2	46,22%	6,58^b	0,04	0,1%	0,01	0,91
TCR-DPTS*	1 (1)	2	47,72%	5,84^c	0,054	0,1%	0,01	0,92
TCR-CGAA	1 (1)	2	60,05%	4,31	0,12	29,96%	2,15	0,14

Modèle 3 :

la variable expliquée (Ser1) correspond à l'écart entre la variance annuelle des taux de change nominal et réel (en logarithme et en données mensuelles) et la variance des mêmes taux de change sur l'ensemble de la période,

les variables explicatives (Ser2) sont les écarts entre les différents indicateurs de sigma-convergence et la valeur moyenne de l'indicateur considéré sur l'ensemble de la période.

La mesure de causalité de Ser2 vers Ser1 correspond à la causalité d'un indicateur de sigma-convergence vers le taux de change. Cette mesure suit une loi du CHI-2 où le nombre de degrés de liberté correspond au nombre de retard sélectionné. La mesure de causalité instantanée suit une loi du CHI-2 à 1 degré de liberté.

L'hypothèse nulle testée correspond à l'absence de causalité :

- a** : H0 est rejetée au seuil de 1%
- b** : H0 est rejetée au seuil de 5%
- c** : H0 est rejetée au seuil de 10%

Finalement, un * indique la significativité de la causalité de Ser1 vers Ser2 aux seuils de confiance conventionnels.

Annexe 5

Modèle	Pbic (Paic)	Psel = Pbic	Ser 2 cause Ser 1			Causa Instantanée		
			% Totale	T-Stats	SL	% Totale	T-Stats	SL
TCN-NLG	1 (1)	2	57,50%	6,07^b	0,05	0,28%	0,03	0,86
TCN-NLGS	1 (1)	2	38,77%	4,01	0,14	22,78%	2,36	0,13
TCN-NLGX	1 (1)	2	87,06%	14,27^a	0,001	2,62%	0,43	0,51
TCN-NLGXS	1 (1)	2	43,66%	5,82^c	0,06	29,99%	3,99^b	0,05
TCN-YRG	1 (1)	2	77,54%	5,89^c	0,053	2,46%	0,19	0,67
TCN-YRGS	1 (1)	2	78,88%	7,16^b	0,03	15,68%	1,42	0,23
TCN-DT	1 (1)	2	71,28%	3,38	0,18	2,01%	0,10	0,76
TCN-DTS	1 (1)	2	56,08%	3,16	0,21	0,62%	0,04	0,85
TCN-DPT	1 (1)	2	80,72%	4,78^c	0,09	0,28%	0,02	0,90
TCN-DPTS	1 (1)	2	64,84%	4,17	0,12	0,08%	0,01	0,94
TCN-CGAA	1 (1)	2	64,50%	6,04^b	0,05	2,74%	0,26	0,61
TCR-NLG	1 (1)	2	49,85%	4,36	0,11	0,06%	0,01	0,94
TCR-NLGS	1 (1)	2	22,91%	2,05	0,36	21,47%	1,93	0,17
TCR-NLGX*	1 (1)	2	59,21%	11,64^a	0,003	24,24%	4,77^b	0,03
TCR-NLGXS*	1 (1)	2	19,66%	3,01	0,22	40,43%	6,19^b	0,013
TCR-YRG	1 (1)	2	58,78%	5,20^c	0,07	10,39%	0,92	0,34
TCR-YRGS	1 (1)	2	60,85%	6,88^b	0,03	30,10%	3,40^c	0,07
TCR-DT	1 (1)	2	59,25%	2,73	0,26	14,86%	0,69	0,41
TCR-DTS	1 (1)	2	44,49%	2,47	0,29	14,77%	0,82	0,37
TCR-DPT	1 (1)	2	71,18%	4,73^c	0,09	13,72%	0,91	0,34
TCR-DPTS	1 (1)	2	57,84%	3,98	0,14	12,38%	0,85	0,36
TCR-CGAA*	1 (1)	2	54,63%	6,24^b	0,04	3,72%	0,42	0,52

Modèle 4 :

la variable expliquée (Ser1) correspond à la moyenne pondérée des variations mensuelles moyennes du logarithme des taux de change réel et nominal,

les variables explicatives (Ser2) sont les différents indicateurs de sigma-convergence.

La mesure de causalité de Ser2 ver Ser1 correspond à la causalité d'un indicateur de sigma-convergence vers le taux de change. Cette mesure suit une loi du CHI-2 où le nombre de degrés de liberté correspond au nombre de retard sélectionné. La mesure de causalité instantanée suit une loi du CHI-2 à 1 degré de liberté.

L'hypothèse nulle testée correspond à l'absence de causalité :

a : H0 est rejetée au seuil de 1%

b : H0 est rejetée au seuil de 5%

c : H0 est rejetée au seuil de 10%

Finalement, un * indique la significativité de la causalité de Ser1 vers Ser2 aux seuils de confiance conventionnels.

Annexe 6

Modèle	Pbic (Paic)	Psel = Pbic	Ser 2 cause Ser 1			Causa Instantanée		
			% Totale	T-Stats	SL	% Totale	T-Stats	SL
TCN-NLG*	1 (1)	2	35,76%	3,26	0,20	0,48%	0,04	0,84
TCN-NLGS	1 (1)	2	34,19%	2,60	0,27	12,72%	0,97	0,33
TCN-NLGX	1 (1)	2	69,46%	13,25^a	0,001	12,36%	2,36	0,13
TCN-NLGXS*	1 (1)	2	37,71%	4,59	0,101	23,39%	2,85	0,09
TCN-YRG	1 (1)	2	51,73%	5,07^c	0,08	15,94%	1,56	0,21
TCN-YRGS	1 (1)	2	58,36%	6,98^b	0,03	32,58%	3,90^b	0,05
TCN-DT	1 (1)	2	58,30%	2,73	0,26	4,13%	0,19	0,66
TCN-DTS	1 (1)	2	45,71%	2,67	0,26	2,38%	0,14	0,71
TCN-DPT	1 (1)	2	71,92%	4,65^c	0,10	7,18%	0,46	0,50
TCN-DPTS	1 (1)	2	58,81%	4,06	0,13	4,33%	0,30	0,58
TCN-CGAA*	1 (1)	2	32,79%	3,51	0,17	11,51%	1,23	0,27
TCR-NLG*	1 (1)	2	26,83%	2,53	0,28	1,50%	0,14	0,71
TCR-NLGS	1 (1)	2	16,36%	1,38	0,50	5,37%	0,45	0,50
TCR-NLGX*	1 (1)	2	41,49%	8,57^a	0,014	24,20%	5,00^b	0,03
TCR-NLGXS*	1 (1)	2	17,55%	2,54	0,28	18,92%	2,73 ^c	0,10
TCR-YRG	1 (1)	2	38,90%	3,76	0,15	25,86%	2,50	0,11
TCR-YRGS	1 (1)	2	44,09%	5,58^c	0,06	46,49%	5,88^b	0,02
TCR-DT	1 (1)	2	39,75%	1,92	0,38	16,90%	0,82	0,37
TCR-DTS	1 (1)	2	31,17%	1,90	0,39	10,36%	0,63	0,43
TCR-DPT	1 (1)	2	55,84%	3,78	0,15	20,73%	1,40	0,24
TCR-DPTS	1 (1)	2	45,99%	3,27	0,19	13,17%	0,94	0,33
TCR-CGAA	1 (1)	2	23,90%	2,39	0,30	15,42%	1,54	0,21

Modèle 5 :

la variable expliquée (Ser1) correspond à la moyenne pondérée de la variance annuelle du logarithme des taux de change réel et nominal,

les variables explicatives (Ser2) sont les différents indicateurs de sigma-convergence.

La mesure de causalité de Ser2 ver Ser1 correspond à la causalité d'un indicateur de sigma-convergence vers le taux de change. Cette mesure suit une loi du CHI-2 où le nombre de degrés de liberté correspond au nombre de retard sélectionné. La mesure de causalité instantanée suit une loi du CHI-2 à 1 degré de liberté.

L'hypothèse nulle testée correspond à l'absence de causalité :

a : H0 est rejetée au seuil de 1%

b : H0 est rejetée au seuil de 5%

c : H0 est rejetée au seuil de 10%

Finalement, un * indique la significativité de la causalité de Ser1 vers Ser2 aux seuils de confiance conventionnels.

Annexe 7

Modèles	Variables explicatives	
Modèle 1	TCN	Aucune
	TCR	DT et DTS
Modèle 2	TCN	Aucune
	TCR	Aucune
Modèle 3	TCN	DT, DPT et DPTS
	TCR	DT, DTS, DPT et DPTS
Modèle 4	TCN	$N \lg$, $N \lg x$, $N \lg xs$, Yrg , $Yrgs$, Dpt et $Cgaa$
	TCR	$N \lg x$, $N \lg xs$, Yrg , $Yrgs$, Dpt et $Cgaa$
Modèle 5	TCN	$N \lg x$, Yrg , $Yrgs$ et Dpt
	TCR	$N \lg x$, et $Yrgs$

Modèle 1 :

la variable expliquée correspond à l'écart-type annuel du logarithme des taux de change nominal et réel (en données mensuelles) et les variables explicatives sont les différents indicateurs de sigma-convergence,

Modèle 2 :

la variable expliquée correspond à l'écart entre la moyenne annuelle des taux de change nominal et réel (en logarithme et en données mensuelles) et la moyenne des mêmes taux de change sur l'ensemble de la période et les variables explicatives sont les écarts entre les différents indicateurs de sigma-convergence et la valeur moyenne de l'indicateur considéré sur l'ensemble de la période,

Modèle 3 :

la variable expliquée correspond à l'écart entre la variance annuelle des taux de change nominal et réel (en logarithme et en données mensuelles) et la variance des mêmes taux de change sur l'ensemble de la période et les variables explicatives sont les écarts entre les différents indicateurs de sigma-convergence et la valeur moyenne de l'indicateur considéré sur l'ensemble de la période,

Modèle 4 :

la variable expliquée correspond à la moyenne pondérée des variations mensuelles moyennes du logarithme des taux de change réel et nominal et les variables explicatives sont les différents indicateurs de sigma-convergence,

Modèle 5 :

la variable expliquée correspond à la moyenne pondérée de la variance annuelle du logarithme des taux de change réel et nominal et les variables explicatives sont les différents indicateurs de sigma-convergence.

Annexe 8 : Tests de stationnarité

Tableau 1 : la stationnarité des indicateurs de sigma-convergence

	Statistique $t(\hat{r})$	k	Valeurs critiques		
			1%	5%	10%
NLG	-4,103**	4	-4,13	-3,38	-3,01
NLGS	-2,211	0			
NLGX	-3,511**	0	-4,18	-3,39	-3,07
NLGXS	-2,599	0			
YRG	-3,192*	3	-4,34	-3,54	-3,16
YRGS	-2,586	0			
DT	-3,397*	0	-4,28	-3,47	-3,12
DTS	-3,103	0			
DPT	-4,126**	0	-4,20	-3,46	-3,13
DPTS	-3,751**	0			
CGAA	-4,015**	0	-4,18	-3,53	-3,13

** (*) : L'hypothèse nulle de racine unitaire est rejetée aux seuils respectifs 5% (10%).

Tableau 2 : Tests ADF de stationnarité des mesures de volatilité du taux de change

Modèle	Variable	T-stat
Modèle 1	<i>TCN</i>	-3,14
	<i>dTCN</i>	-7,27 ^a
	<i>TCR</i>	-3,27 ^c
Modèle 2	<i>TCN</i>	-3,61 ^b
	<i>TCR</i>	-3,54 ^c
Modèle 3	<i>TCN</i>	-3,08
	<i>dTCN</i>	-6,82 ^a
	<i>TCR</i>	-3,34 ^c
Modèle 4	<i>TCN</i>	-4,84 ^a
	<i>TCR</i>	-5,27 ^a
Modèle 5	<i>TCN</i>	-5,08 ^a
	<i>TCR</i>	-4,91 ^a

(a), (b), (c) : l'hypothèse nulle de racine unitaire est rejetée aux seuils respectifs de 1%, 5% et 10%.

Annexe 9

	Modèle 1	Modèle 3			
	<i>TCR</i>	<i>dTCN</i>	<i>TCR</i>	<i>TCR</i>	<i>TCR</i>
<i>Cons tan te</i>	0,01734 (2,37) ^b	0,000069 (2,48) ^b	0,000615 (2,69) ^b	0,00071 (3,34) ^a	0,000699 (3,27) ^a
<i>TCR</i> {1}	0,60639 (3,38) ^a		0,52266 (2,95) ^a	0,4805 (2,91) ^a	0,4889 (2,93) ^a
<i>dTCN</i> {1}		-0,454 (2,92) ^a			
<i>dDTS</i>	0,08299 (2,18) ^b				
<i>dDTS</i> {1}			-0,00092 (-2,34) ^b		
<i>DPT</i> {1}		-0,00211 (-3,97) ^a		-0,00108 (-2,22) ^b	
<i>DPTS</i> {1}					-0,00102 (-2,16) ^b

Modèle 4						
	<i>TCN</i>	<i>TCN</i>	<i>TCN</i>	<i>TCR</i>	<i>TCR</i>	<i>TCR</i>
<i>Cons tan te</i>	-0,000061 (-3,40) ^a	-0,000037 (-1,53)	-0,000035 (-1,45)	-0,000042 (-3,00) ^a	-0,000029 (-1,69)	-0,000029 (-1,65)
<i>TCN</i> {1}	-0,1618 (-0,97)	0,00719 (0,04)	0,06968 (0,37)			
<i>TCR</i> {1}				-0,2649 (-1,42)	-0,0573 (-0,29)	-0,0364 (-0,19)
<i>NLGX</i> {1}	0,000084 (4,46) ^a			0,000063 (4,12) ^a		
<i>YRG</i> {1}		0,000061 (2,27) ^b			0,00005 (2,56) ^b	
<i>DPT</i> {1}			0,000063 (2,17) ^b			0,000054 (2,49) ^b

Modèle 5				
	<i>TCN</i>	<i>TCN</i>	<i>TCN</i>	<i>TCR</i>
<i>Cons tan te</i>	-0,0012 (-2,83) ^a	-0,00065 (-1,25)	-0,000695 (-1,31)	-0,000802 (-2,28) ^b
<i>TCN</i> {1}	-0,1664 (-0,94)	0,00598 (0,03)	0,02611 (0,13)	
<i>TCR</i> {1}				-0,0912 (-0,47)
<i>NLGX</i> {1}	0,00168 (3,89) ^a			0,00125 (3,29) ^a
<i>YRG</i> {1}		0,00118 (2,02) ^c		
<i>DPT</i> {1}			0,0013 (2,06) ^b	

(a), (b), (c) : l'hypothèse nulle de racine unitaire est rejetée aux seuils respectifs de 1%, 5% et 10%.

Références bibliographiques

- Barro R. J. et X. Sala-i-Martin** (1992) : « Convergence », *Journal of Political Economy* vol. 100 n°2, pages 223-251.
- Bellando R. et A. Lavigne** (1992) : « Taux d'intérêt débiteurs et créditeurs en Europe, une approche en terme de causalité », *Revue Economique* n°2, pages 383-404.
- Blot C., F. Serranito et P. Villieu** (2000) : « Common monetary policy and convergence of fiscal policies in Europe », *mimeo Money, Macroeconomics and Finance Research Group*, London, septembre 2000.
- Bruneau C. et O. De Bandt** (1998) : « Fiscal policy in the transition to monetary union : a structural VAR model », *NER Banque de France* n°60.
- Bruno C.** (1999) : « La convergence des politiques budgétaires européennes et de leurs effets réels », dans La convergence des Economies Européennes, étude coordonnée par C. Tavera.
- Clarida R. and J. Gali** (1994) : « Sources of real exchange rate fluctuations : how important are nominal shocks ? », *CEPR Discussion Paper* n°951.
- Clarida R. et J. Prendergast** (1999) : « Fiscal stance and the real exchange rate : some empirical estimates », *NBER Working Paper* n°7077.
- Djoudad R. et D. Tessier** (2000) : « Quelques résultats empiriques relatifs à l'évolution du taux de change Canada/Etats-Unis », *Document de travail de la Banque du Canada* n°2000-4.
- Evans P.** (1996) : « Using cross-country variances to evaluate growth theories », *Journal of Economic Dynamics and Control* 20, pages 1027-1049.
- Geweke** (1982) : « Measurement of linear dependence and feedback between multiple time series », *Journal of the American Statistical Association* vol.77 n°376, pages 304-313.
- Toda H. et T. Yamamoto** (1995) : « Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes », *Journal of Econometrics* 66, pages 225-250.