

REVUE ECONOMIQUE ET MONETAIRE

Edition Spéciale « Zone monétaire »
(regroupant les numéros 6, 7 et 8)



BCEAO
BANQUE CENTRALE DES ETATS
DE L'AFRIQUE DE L'OUEST



BCEAO
BANQUE CENTRALE DES ETATS
DE L'AFRIQUE DE L'OUEST

Siège - Avenue Abdoulaye FADIGA
BP : 3108 - DAKAR (Sénégal)
Tél : +221 33 839 05 00
Télécopie : +221 33 823 93 35
Télex : BCEAO 21833 SG /
21815 SG / 21530 SG / 21597 SG
Site internet : <http://www.bceao.int>

Directeur de Publication
Sogué DIARISSO

*Directeur de la Recherche
et de la Statistique
Email : courirer.drs@bceao.int*

Impression
Imprimerie de la BCEAO
BP : 3108 DAKAR

REVUE ECONOMIQUE ET MONETAIRE

**Edition Spéciale « Zone monétaire »
(regroupant les numéros 6, 7 et 8)**



BCEAO
BANQUE CENTRALE DES ETATS
DE L'AFRIQUE DE L'OUEST

Les opinions exprimées dans cette revue sont publiées sous la responsabilité exclusive de leurs auteurs et ne constituent, en aucun cas, la position officielle de la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO).

La reproduction intégrale ou partielle des articles ne peut être faite qu'avec l'autorisation préalable des auteurs. Les demandes sont adressées à la BCEAO à qui une copie du document contenant les articles reproduits sera remise.

Toutefois, sont autorisées les reproductions destinées à un usage strictement personnel et privé ou les analyses et courtes citations justifiées par le caractère scientifique ou d'information de l'œuvre dans laquelle elles sont incorporées, à condition d'en mentionner la source.

© 2011 - Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO)
Avenue Abdoulaye Fadiga BP : 3108 - Dakar Sénégal

ISSN 08505640

LISTE DES MEMBRES DES ORGANES DE LA REVUE ECONOMIQUE ET MONETAIRE

La REM est dotée d'organes conformes aux standards internationaux, à savoir un Secrétariat d'Edition, un Comité Editorial, un Comité Scientifique et un Directeur de Publication.

Le Comité Editorial est un organe interne à la Banque Centrale composé comme suit :

Monsieur Kodzo Mawuéna DOSSA, Directeur du Département des Etudes Economiques et de la Monnaie, Président ;

Monsieur, Sogué DIARISSO, Directeur de la Recherche et de la Statistique, Membre ;

Monsieur Ismaïla DEM, Directeur des Etudes et des Relations Internationales, Membre ;

Monsieur Armand BADIEL, Directeur de la Stabilité Financière, Membre ;

Monsieur Ousmane SAMBA MAMADOU, Directeur des Etablissements de crédit et de Microfinance (DECM), Membre

Monsieur Alioune Blondin BEYE, Directeur du Centre Ouest Africain de Formation et d'Etudes Bancaires, Membre.

Le Comité Scientifique regroupe des membres externes à la Banque Centrale, en l'occurrence des universitaires et des chercheurs de renom, reconnus pour leur expertise dans le domaine des sciences économiques et de la monnaie. Il est composé comme suit :

- Professeur Aké N'GBO, Président ;
- Professeur Fulbert GERO AMOUSSOUGA, Membre ;
- Professeur Adama DIAW, Membre ;
- Professeur Ahmadou Aly MBAYE, Membre ;
- Professeur Michel NORMANDIN, Membre ;
- Professeur Mama OUATTARA, Membre ;
- Professeur Jean-Paul POLLIN, Membre ;
- Professeur Nasser Ary TANIMOUNE, Membre ;
- Professeur Velayoudom MARIMOUTOU, Membre ;
- Professeur Egnonto KOFFI-TESSIO, Membre.

Le Secrétariat d'Edition est assuré par le Chef du Service de la Recherche, au sein de la Direction de la Recherche et de la Statistique de la BCEAO.

Le Directeur de Publication de la Revue Economique et Monétaire (REM) est le Directeur de la Recherche et de la Statistique.

SOMMAIRE

AVANT-PROPOS.....	7
(A)SYMETRIE ET CONVERGENCE DES POLITIQUES ET CHOCS BUDGETAIRES EN ZONE UEMOA	9
LA REGLE DE POLITIQUE MONETAIRE OPTIMALE POUR LA FUTURE BANQUE CENTRALE DES PAYS DE LA CEDEAO : UNE ANALYSE VECTORIELLE AUTOREGRESSIVE.....	47
LE MODELE DE MUNDELL-FLEMING DANS UN REGIME DE TAUX DE CHANGE FIXE : THEORIE ET APPLICATION AU TOGO.....	77
NOTE AUX AUTEURS.....	99

AVANT-PROPOS

La Revue Economique et Monétaire (REM) est une revue scientifique éditée et publiée par la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest, dans le cadre de ses actions destinées à promouvoir la recherche au sein de l'Institut d'émission et dans les Etats membres de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA). Cette revue a pour vocation de constituer un support de référence pour les publications des universitaires et chercheurs de l'UEMOA, mais aussi pour tous les travaux de recherche qui s'intéressent aux économies en développement, en général, et à celles de l'Union, en particulier.

La présente publication est un volume spécial qui regroupe les numéros 6, 7 et 8 de la Revue. Elle est consacrée à la question de la zone monétaire à travers trois articles : « (A)symétrie et convergence des politiques et chocs budgétaires en Zone UEMOA », « La règle de politique monétaire optimale pour la future Banque Centrale de la CEDEAO : une analyse vectorielle autorégressive » et « Le modèle de Mundell-Fleming dans un régime de taux de change fixe – théorie et application au Togo ».

Dans une Union Monétaire telle que l'UEMOA, avec des politiques budgétaires nationales, la convergence des variables budgétaires est indispensable car elle facilite la définition et la mise en œuvre d'un policy-mix. C'est pourquoi, en première place de ce volume spécial, figure l'article intitulé « (A)symétrie et convergence des politiques et chocs budgétaires en Zone UEMOA » qui a valu à ses auteurs, Messieurs Mamadou Felwine SARR et Cheikh Tidiane NDIAYE, d'être les lauréats de l'édition 2010 du Prix Abdoulaye FADIGA pour la promotion de la recherche économique.

Le deuxième article proposé aborde directement la question de l'optimalité dans l'élaboration et la mise en œuvre de la politique monétaire dans une zone. Il est intitulé : « La règle de politique monétaire optimale pour la future Banque Centrale de la CEDEAO : une analyse vectorielle autorégressive ». Cet article s'inscrit dans les réflexions actuelles au sein de la Communauté Economique Des Etats de l'Afrique de l'Ouest (CEDEAO) en tant qu'espace économique et monétaire intégré.

Enfin, le troisième article, qui s'intitule : « Le modèle de Mundell-Fleming dans un régime de taux de change fixe – théorie et application au Togo », a pour objet d'étudier l'équilibre simultané sur les marchés des produits, de la monnaie et des changes dans le corpus théorique du modèle développé par Robert Mundell et Marcus Fleming. Dans cette étude, l'auteur procède à une application de la théorie à un Etat membre de l'UEMOA, en l'occurrence le Togo.

Au total, ce volume spécial de la REM est recommandé aux lecteurs qui s'intéressent à la conduite des politiques économiques en Union Monétaire.



(A)SYMETRIE ET CONVERGENCE DES POLITIQUES ET CHOCS BUDGETAIRES EN ZONE UEMOA

SARR Felwine NDIAYE Cheikh Tidiane***

Résumé

Cet article propose une évaluation du degré d'(a)symétrie et de convergence des politiques et chocs budgétaires dans la Zone UEMOA. Il cherche à déterminer l'existence d'un mouvement de convergence des politiques et chocs budgétaires. L'étude s'appuie sur l'analyse empirique de la sigma-convergence des politiques budgétaires de la Zone UEMOA de 1980 à nos jours, d'une part, et sur l'approche VAR structurel et les modèles à paramètres variables dans le temps susceptibles de ressortir le degré d'(a)symétrie et la convergence dynamique des chocs budgétaires, d'autre part. Les résultats suggèrent d'une part que la plupart des variables budgétaires ont convergé durant la période correspondant à la mise en œuvre des critères de convergence [1995-2005]. D'autre part, ils montrent la présence d'une hétérogénéité politique traduite par des asymétries dans la conduite des politiques budgétaires nationales.

Abstract

This article offers an assessment of the degree of (a)symmetry and convergence of fiscal and policy shocks in the WAEMU area. It tries to determine the existence of a movement of convergence of fiscal and policy shocks. The study is based on the empirical analysis of sigma-convergence of fiscal policies in the WAEMU area from 1980 up to these days, but also on the structural VAR approach and the models with varying parameters over time likely to highlight the degree of (a)symmetry and the dynamic convergence of fiscal shocks. The results show, on the one hand, the convergence of most fiscal variables during the period corresponding to the implementation of the convergence criteria [1995-2005], and on the other hand, the existence of a political heterogeneity characterized by asymmetries in the conduct of national fiscal policies.

JEL classification numbers : E61, E61, C01, F15.

Mots-clés : (A)symétrie et Convergence des chocs budgétaires, des politiques budgétaires, VAR structurel, Modèle à facteurs dynamiques, UEMOA.

* : UFR de Sciences Economiques et de Gestion (SEG) de l'Université Gaston Berger de St Louis (Sénégal).

Tel : 0022133961 23 91 / 0022133961 22 92. Fax : 0022133961 63 12. BP 234 SEG. Courriel : felwine@gmail.com

** : Laboratoire d'Economie d'Orléans (LEO) - Université d'Orléans, UMR CNRS 6221, Faculté de Droit, d'Economie et de Gestion, Rue de Blois, BP : 26739, Orléans Cedex 2, 45067, France. Courriel : cheikh-tidiane.ndiaye@univ-orleans.fr

INTRODUCTION

La crédibilité et la pérennité d'une Zone monétaire demeure tributaire du degré de convergence des économies appartenant à ladite Zone, ainsi que de la symétrie relative des chocs qui l'affectent. Ces concepts de convergence et de symétrie renvoient à un certain degré d'harmonisation des économies pendant une période donnée. Ainsi, la nature de la structure productive des économies et la capacité de réaction aux chocs demeurent les principaux déterminants des divergences structurelles entre les pays membres d'une union monétaire. La difficulté de trouver la formule optimale pour la conduite de la politique monétaire dans la Zone UEMOA vient à la fois du caractère asymétrique des chocs et asynchrone des cycles. Puisque le taux d'intérêt de l'union est un compromis entre les taux d'intérêt souhaités par les gouvernements, la délégation de la politique monétaire à une banque centrale indépendante peut générer des conflits indirects entre les gouvernements nationaux : un pays en récession aimerait que la banque centrale suive une politique monétaire accommodante, alors qu'un pays en expansion préférerait une hausse des taux d'intérêt. Ce conflit d'objectif découlant de l'hétérogénéité des préférences des autorités monétaires et budgétaires est renforcé par l'accroissement de l'activisme budgétaire lié à l'existence de l'union monétaire. En effet, les écarts durables entre les performances nationales peuvent générer des coûts non négligeables du fait de la difficulté de mener une politique monétaire profitant à tous dans le cas d'un ancrage profond des disparités économiques (Kaiser, 2005).

Parmi ces sources de disparités, l'hétérogénéité structurelle pose des problèmes particuliers, car elle implique des mécanismes de transmission asymétriques des chocs entre les différents pays de l'union. L'importance d'une bonne connaissance des mécanismes de transmission pour la conduite des politiques économiques a été mise en évidence à plusieurs reprises. Comme le soulignent Angeloni et al. (2003), connaître les mécanismes de transmission d'une politique permet au décideur de surveiller correctement l'état de l'économie, de prendre les décisions adaptées de politique économique et d'expliquer au public l'intérêt de ces dernières. A contrario, la méconnaissance des mécanismes de transmission en place peut avoir des conséquences indésirables : réactions contradictoires aux chocs de politique économique ayant pour effet une amplification des disparités entre les pays de l'union, ou encore, perte de la confiance du public dans les interventions de politique allant même jusqu'à une remise en cause de la capacité des autorités à gérer correctement les politiques dont elles sont responsables.

Dans une union monétaire, comprendre les spécificités de l'(a)symétrie et de la convergence des chocs budgétaires dans les différents pays est essentiel afin d'assurer une conduite appropriée des politiques économiques. Dans ce sens, la littérature empirique relative à la Zone UEMOA n'a pas fourni suffisamment d'études consacrées à l'analyse de l'(a)symétrie et de la convergence des politiques et chocs budgétaires dans la Zone, depuis la mise en place des dispositifs d'intégration économique au lendemain de la dévaluation du franc CFA.

En effet, au lendemain de la dévaluation du franc CFA (1994), les pays de la Zone franc signent les Traités instituant l'UEMOA¹ pour l'Afrique de l'Ouest et la CEMAC² pour l'Afrique Centrale. Ces institutions se fixent pour objectif d'intensifier l'intégration économique sous-régionale afin d'éviter des politiques inconsistantes et de faciliter l'émergence de grands espaces économiques viables. Devant l'urgence de l'assainissement du cadre macroéconomique de la Zone³, les pays de l'UEMOA mettent en place des critères de convergence et une surveillance multilatérale largement inspirés du traité de Maastricht (le Pacte de Convergence de Croissance et de Solidarité). Ce cadre institutionnel a pour objectif d'assurer une meilleure convergence des politiques macro-économiques par l'établissement de règles de discipline budgétaire visant la cohérence et l'efficacité des politiques économiques nationales dans le cadre de l'union monétaire. Parallèlement, des politiques sectorielles communes sont mises en œuvre dans les domaines de l'énergie et du transport, ainsi qu'une union douanière et un tarif extérieur commun. Les politiques fiscales⁴ et le droit des affaires sont également harmonisés.

Cependant, l'efficacité de la coordination des politiques budgétaires à travers les mécanismes du Pacte demeure tributaire du degré d'asymétrie des chocs (Villieu, 2003). En effet, une baisse du degré d'asymétrie des chocs est susceptible d'accroître l'efficacité de la coordination des politiques budgétaires nationales en influençant la demande globale et le produit à court terme. Elle affecte directement l'utilité des pays membres de l'union en agissant sur le niveau de la consommation de biens publics. En cas de menaces inflationnistes, le ralentissement de la demande globale aura des répercussions néfastes sur les politiques budgétaires nationales. De même, le degré d'efficacité de la coordination de ces politiques dépend du type de choc affectant chacune des économies. Lorsque les chocs sont en parfaite corrélation positive, les politiques budgétaires nationales peuvent effectivement se substituer à la politique monétaire en vue d'atteindre les mêmes niveaux de bien-être que la politique de coopération monétaire (Leith, 2004). Cette conclusion a été corroborée par Vallés (2004) qui postule que les gains en bien-être de la coordination des politiques budgétaires nationales demeurent tributaires de l'asymétrie des chocs, de l'élasticité de la demande de biens importés ainsi que du degré de partage des risques.

Le présent travail tente de compléter la littérature empirique sur la question, en proposant une évaluation du processus de convergence mis en œuvre dans la Zone UEMOA depuis la dévaluation du franc CFA, d'une part, et une analyse empirique de l'(a)symétrie et de la convergence des chocs budgétaires, d'autre part. Sont inclus dans une première analyse certaines variables relatives aux critères du Pacte, ceci afin

1 : Union Economique et Monétaire Ouest Africaine, établie par le Traité de l'UEMOA entré en vigueur le 13 janvier 1994.

2 : Communauté Economique et Monétaire de l'Afrique Centrale.

3 : A partir de la seconde moitié de la décennie 1980, la situation économique de la Zone Franc se dégrade suite à deux chocs majeurs. Les termes de l'échange baissent d'environ 50% et la compétitivité externe de la Zone se détériore suite à l'appréciation du franc français par rapport au dollar. La Zone est également handicapée par un ensemble de rigidités structurelles : étroitesse des marchés, faiblesse du niveau des investissements, manque d'infrastructures socioéconomiques de base, économies peu diversifiées. Elle est aussi caractérisée par un manque de coordination des politiques économiques nationales d'une part, et de celles-ci avec la politique monétaire sous régionale d'autre part. Cette situation conduit à des niveaux élevés de dette publique et des arriérés de paiements domestiques et externes.

4 : Harmonisation de la TVA et de divers impôts.

de déterminer si ce dernier a eu l'effet escompté sur la convergence de ces dernières. Pour une plus grande exhaustivité des mesures de la politique budgétaire, nous retenons également des indicateurs n'appartenant pas aux critères de convergence⁵. La seconde analyse prend en compte des indicateurs relatifs à l'évolution de l'activité réelle (PIB réel), à l'évolution des prix (l'indice harmonisé des prix à la consommation), à la conduite de la politique budgétaire nationale (le ratio solde budgétaire/PIB). Les principaux résultats qui ressortent de cette étude se résument ainsi : 1) La plupart des variables budgétaires ont convergé durant la période correspondant à la mise en œuvre des critères de convergence [1995-2005]. 2) L'étude de l'(a)symétrie et de la convergence des chocs budgétaires met en exergue l'hétérogénéité de la transmission des chocs au niveau national, preuve de la présence d'asymétries structurelles qui persistent dans l'UEMOA.

L'article est structuré de la manière suivante. La section 1 introduit une revue de la littérature empirique dédiée aux tests de convergence et à l'(a)symétrie et à la convergence des chocs budgétaires dans la Zone UEMOA et discute la place de la présente étude par rapport à la littérature existante. La section 2 définit les méthodologies utilisées. La section 3 présente les résultats de notre analyse empirique. L'étude se termine par quelques remarques conclusives.

1 - REVUE DE LA LITTERATURE

Les études empiriques réalisées sur les pays de la Zone UEMOA, pour évaluer l'(a)symétrie et la convergence des politiques macroéconomiques peuvent être réparties en deux grandes catégories. Une première catégorie comporte des études orientées explicitement vers l'analyse de la convergence nominale et/ou réelle des économies (Doré et Masson (2002), Wane (2004), Bamba (2004), Boogardes et Tsangarides (2005), Guillaumont et Tapsoba (2009)) tandis que, dans une seconde catégorie, sont répertoriées les études particulièrement dédiées à l'analyse dynamique de l'(a)symétrie et de la convergence des chocs macroéconomiques (Ngoma (2000), Houssa (2006)).

Dans la première catégorie, il existe plusieurs approches empiriques pour analyser la convergence⁶ des économies. La littérature fournit différentes méthodes permettant de prendre en compte divers schémas de convergence, et d'analyser la dynamique d'un tel processus. Les analyses en panel permettent de tester la convergence globale d'un échantillon vers un même niveau, ou vers des états stationnaires différents par l'introduction d'effets fixes (Canova et Marcet, 1995). Elles permettent également de tester la stabilité des séries et leur propriété de retour à la moyenne (Gaulier, Hurlin et Jean Pierre, (1997)). La cointégration analyse la convergence comme un processus de long terme (Bernard et Durlauf 1991, 1995) pouvant être continu ou évolutif ; elle permet de distinguer les séries ayant convergé, de celles qui convergent (à une constante près) et de celles qui divergent. La convergence peut aussi être testée en analysant l'évolution de la distribution des séries dans le temps (Quah, 1993). Ce procédé permet de détecter

5 : Le solde global, le solde primaire, les dépenses totales et les recettes totales ne font pas partie des critères de convergence du Traité de L'UEMOA.

6 : La convergence est la baisse progressive des écarts d'indicateurs économiques entre plusieurs pays.

des clubs de convergence. Ces différents tests offrent une variété d'approches⁷ pouvant être complémentaires et dont l'utilisation dépend du type de données dont on dispose et du concept de convergence retenu.

Les tests de convergence dans la Zone UEMOA : Convergence nominale⁸, convergence réelle ?

Une des idées sous-jacente du Pacte de Convergence et de la surveillance multilatérale mise en œuvre par le Traité de l'UEMOA, est que la convergence nominale doit entraîner une convergence réelle des économies de la Zone. Un certain nombre de travaux empiriques se sont attachés à examiner si les pays de la Zone UEMOA avaient entamé un processus de convergence réelle de leurs économies. Les facteurs institutionnels ayant pu favoriser cette convergence existent depuis le milieu des années 1980, avec la mise en place dans la plupart des pays de la Zone de programmes d'ajustement structurel sous l'égide du FMI et de la Banque Mondiale. Dans la littérature, il existe divers concepts de la convergence issus des théories de la croissance. La convergence est dite absolue (ou β -convergence), lorsque le revenu par habitant des pays converge vers un état stationnaire commun, indépendamment des conditions initiales des différents pays. Le test de β -convergence étudie le comportement de retour à la moyenne d'un ensemble de variables⁹. Elle est conditionnelle, lorsque le revenu par tête d'un groupe de pays ayant des structures similaires, converge vers un état stationnaire commun, indépendamment des conditions initiales de chaque pays. La σ -convergence quant à elle est définie par le fait que la dispersion du revenu par tête (ou d'une autre variable) entre les pays s'amenuise au cours du temps. Les théories traditionnelles de la croissance (modèle de Solow) postulent un rattrapage des pays riches par les pays pauvres dans le long terme. Barro (1991) estime la vitesse de convergence à 2 à 3% par année. Les faits stylisés corroborent peu cette hypothèse lorsqu'il s'agit d'un rattrapage entre pays du Sud.

Wane (2004) explore les déterminants de la croissance dans la Zone UEMOA à l'aide du modèle classique de Solow et estime la sigma-convergence du revenu par habitant des économies de la Zone. Il ressort de son étude l'absence d'indication claire d'une sigma-convergence du revenu par habitant dans la Zone UEMOA sur toute la période [1965-2002]. Cependant des périodes de fortes divergences [1965-1978] alternent avec des périodes de forte convergence [1979-2002]. La dispersion du revenu par habitant, mesurée par l'écart type du PIB/habitant, représente 46% du revenu par tête en 2002. La forte dispersion du revenu dans les années 1980 suggère un faible ajustement des pays de la Zone vers un état stationnaire commun, et une faible convergence des pays pauvres vers les pays riches¹⁰.

7 : Pour une revue plus détaillée des mesures et tests de convergence, voir Catherine Fuss (1999).

8 : La convergence réelle est définie par le rapprochement des niveaux de vie et/ou l'atténuation des différences structurelles : elle s'analyse sous l'angle du rattrapage économique.

9 : Partant de l'idée d'un rattrapage des pays riches par les pays pauvres s'ils réalisent un taux de croissance supérieur, le test de β -convergence consiste à régresser le taux de croissance d'une série sur son niveau initial.

$$\frac{\ln(y_{jt}) - \ln(y_{j0})}{t} = a - \beta \ln(y_{j0}) + e_{jt}. \text{ On conclut à la } \beta\text{-convergence lorsque le coefficient du niveau initial, } -\beta, \text{ est négatif.}$$

10 : Les conditions initiales des pays de la Zone UEMOA étaient très différentes en 1965. La Côte d'Ivoire avait un revenu par habitant 4,6 fois plus important que celui du Burkina Faso, le pays le plus pauvre à l'époque de la Zone. Même si ce dernier a réalisé d'importants progrès en réduisant l'écart avec les pays les plus riches de la Zone, on ne constate pas de rattrapage à la Solow pour l'échantillon entier. Les deux pays les plus riches de la Zone au début de la période (Côte d'Ivoire et Sénégal) ont toujours la même position relative, et la dispersion moyenne est restée sensiblement la même.

Boogardes et Tsangarides (2005) utilisent un indicateur qu'ils nomment la *disparité moyenne* qui estime l'écart type pondéré de la variable X du pays i à chaque point du temps, à la moyenne de l'Union sur la période (1990-2003). Soit X_{it} la valeur observée de la variable X du pays i durant l'année t , et P_{it} le poids du pays i au cours de l'année t pour la variable observée, la disparité moyenne s'écrit :

$$\left[\sum_{i=1}^7 P_{it} (X_{it} - \bar{X}_t)^2 \right]^{1/2}$$

Une faible (forte) valeur de cet indicateur indique une tendance à la convergence (divergence). Ces auteurs aboutissent aux mêmes conclusions que Wane (2004) et trouvent que ni les variables¹¹ représentant les sources de la croissance, ni celles représentant les critères imposés par la Zone ne convergent. En particulier, les pays à revenu faible n'ont pas vu croître leur revenu relatif, ce qui indique une absence d'un pool gravitationnel dans la Zone UEMOA. L'absence de sigma-convergence suggère que l'accumulation de facteurs de productions classiques (capital et travail) ne suffit pas à expliquer les différences de croissance dans la Zone et augmente la probabilité qu'un processus de croissance endogène soit en jeu¹². Aussi, celle-ci peut être expliquée par des variables spécifiques aux pays telles que l'accumulation du capital humain, ou d'autres variables de politique économique, ainsi que par les variations de la productivité totale des facteurs (aide au développement, dépenses gouvernementales, crédit au secteur privé, degré d'ouverture sur l'extérieur). Les résultats précédents sont donc tributaires des techniques d'estimations. En particulier, les techniques utilisées n'arrivent pas à prendre en compte l'hétérogénéité des pays et à distinguer entre les effets de court terme et de long terme. L'impact de l'investissement en capital humain ne peut être détecté que dans des séries contenant des paramètres de court et de long terme.

Dans un second temps, Wane (2004) estime à l'aide de panels hétérogènes dynamiques, un modèle de Solow augmenté du capital humain. L'utilisation des données de panel permet de prendre en compte l'hétérogénéité latente, de réduire l'écart-type des erreurs des points estimés, de palier la brièveté des échantillons, de tester des modèles dynamiques plus sophistiqués et de réduire les problèmes de multicollinéarité. Ses résultats indiquent un impact positif et important du capital humain sur la croissance du revenu/habitant des pays de la Zone UEMOA, aussi bien à court terme qu'à long terme. L'élasticité du capital humain au PIB/habitant est de 0.4 à long terme, et celle de l'investissement au PIB/habitant de 0.2. Par ailleurs, une différence importante avec les estimations précédentes, réside dans le fait que le revenu par habitant dans la Zone converge vers un état stationnaire commun. La convergence absolue est donc acceptée,

11 : Cet indicateur a été calculé pour le PIB réel, les ratios épargne sur PIB, investissement sur PIB ; le solde global, le solde primaire, les recettes fiscales, les dépenses publiques totales, les dépenses en salaire et les dépenses publiques d'investissement.

12 : Le modèle classique de Solow et sa version augmentée prédisent que chaque économie converge vers son niveau de revenu par habitant à l'état stationnaire. L'existence d'un niveau d'équilibre à l'état stationnaire du revenu par tête dépend fortement des hypothèses de rendements décroissants du capital et du travail. Lorsque ces hypothèses sont relâchées, le niveau de revenu par tête à l'état stationnaire est indéfini, et les différences entre pays peuvent persister indéfiniment même si ces derniers ont un taux d'accumulation du capital et de croissance démographique identique. Le relâchement de cette hypothèse est la principale innovation de la théorie de la croissance endogène (Lucas 1988).

ainsi que la convergence conditionnelle. La vitesse d'ajustement est de 6%. Elle peut monter jusqu'à 27% lorsque le profil de l'investissement est harmonisé (convergence conditionnelle). Aussi, le respect du critère du Pacte lié aux dépenses publiques d'investissement peut contribuer à accroître cette convergence. La vitesse d'ajustement cache cependant une grande disparité, elle va de 2% pour le Burkina Faso à 71% pour le Togo. La croissance des pays de la Zone est expliquée par le capital humain et l'accumulation des facteurs de productions (capital et travail) et non par la croissance de la productivité totale des facteurs. Cependant, l'étude conclut que, l'aide au développement, les dépenses gouvernementales, les crédits au secteur privé, et le degré d'ouverture sont des déterminants positifs de la productivité totale des facteurs.

Bamba (2004) effectue une étude de la convergence plus ciblée sur les critères du Pacte sur la période 1980-2001. Sa méthodologie basée sur le filtre de Kalman et reprenant les tests proposés par Haldane et Hall (1991), tente de capter la dynamique du processus de convergence nominale. Son étude conclut à une convergence du taux de pression fiscale, du déficit extérieur (à l'exception du Sénégal) et du taux d'inflation de tous les pays de la Zone, sur la période étudiée vers la norme communautaire de 3%. Le solde budgétaire des pays fait apparaître des phases de divergence et de convergence. Celles-ci sont liées aux chocs asymétriques les affectant, et à leur hétérogénéité structurelle qui semble résulter en une utilisation non coopérative des instruments budgétaires. En ce qui concerne les autres variables budgétaires, les degrés et la dynamique de la convergence varient. Globalement, une hétérogénéité des comportements des Etats apparaît dans le processus de convergence. Les différences structurelles peuvent expliquer ce fait. Les économies réagissent différemment lorsqu'elles sont affectées par des chocs asymétriques. La politique budgétaire étant le seul instrument de stabilisation, elle reflète la divergence des préférences en matière de politique économique.

Dans la seconde catégorie, l'étude de Doré & Masson (2002), s'appuie sur le calcul du solde structurel susceptible de prendre en compte les chocs d'environnement international pour prouver l'absence de convergence des économies de l'UEMOA, due entre autres à la détérioration des termes de l'échange et des mouvements défavorables du cycle économique. Celle de Houssa (2006), appartenant à la seconde catégorie d'études, estime un modèle à facteur dynamique pour déduire une corrélation négative et faible des chocs d'offre et une symétrie des chocs de demande. Ses résultats attestent que la transmission des chocs d'offre au niveau national est généralement asymétrique, ce qui traduit la présence d'hétérogénéité structurelle entre les pays membres de l'UEMOA.

Le présent travail est étroitement lié à cette littérature. Les conclusions de la première vague d'études sont à considérer cependant avec précaution. Celles-ci tiennent aux limites des indicateurs retenus¹³ et au fait que le processus de convergence est probablement en cours et que nous ne disposons pas d'assez de recul pour l'apprécier. De plus, on peut douter de la pertinence du schéma séquentiel retenu dans la Zone UEMOA, qui est que la convergence nominale entraînera une convergence réelle des pays de la Zone.

13 : Les indicateurs de dispersion, notamment les agrégats indexés sont sensibles au choix de la date de référence et aux perturbations. La stationnarité des variables est requise pour la convergence absolue ; l'omission de variables explicatives peut biaiser les résultats.

La différence principale par rapport à la seconde vague d'études précitées, vient de la prise en compte exclusive de l'(a)symétrie et de la convergence des chocs budgétaires. Si l'apport de ce travail ne se situe pas au niveau de la méthodologie utilisée pour l'analyse dynamique des chocs budgétaires, il fournit des évidences empiriques récentes sur la convergence des chocs budgétaires à l'intérieur de la Zone UEMOA et sur le comportement des différentes autorités en charge de ces politiques. Ce travail interroge les deux éventuelles sources distinctes d'hétérogénéité dans cette région : l'hétérogénéité structurelle, conduisant à une asymétrie des chocs budgétaires et l'hétérogénéité des préférences des autorités budgétaires aboutissant la conduite par les gouvernements nationaux de politiques économiques divergentes.

L'analyse est effectuée en deux étapes. Dans un premier temps, l'analyse est orientée vers la transmission des chocs dans l'Union à travers une approche standard de type VAR-Structural, largement employée dans la littérature pour ce type de problème. Nous nous intéressons à la transmission de 3 types de chocs : un choc d'offre, un choc de demande, un choc de politique budgétaire au niveau individuel de chacun des pays membres. La prise en compte des indicateurs de politique budgétaire dans la même modélisation VAR permet d'analyser la dynamique des chocs budgétaires et le comportement des différentes autorités nationales chargées de la gestion de ces politiques, avec pour but de mettre en exergue les éventuelles asymétries qui apparaissent à ce niveau.

2 - METHODOLOGIES

La première analyse porte sur la convergence nominale des politiques budgétaires des pays de la Zone et nous privilégions une approche en termes de sigma-convergence. La sigma-convergence (Barro et Sala-i-Martin 1991) est définie par le fait que la dispersion d'une variable s'amenuise au cours du temps. Ceci revient à étudier l'évolution au cours du temps de la variance ou de l'écart-type d'une variable donnée. Cet indicateur permet de traduire l'éventuelle hétérogénéité des politiques budgétaires. Nous retenons comme indicateur de sigma-convergence la variance en coupe transversale qui s'écrit :

$$V_t(X) = \sum_{j=1}^n n_j (X_{j,t} - \bar{X}_t)^2$$

et $\bar{X} = \sum_{j=1}^n n_j X_{j,t}$, la moyenne pondérée par, n_j , la part relative du PIB de chaque pays et n le nombre de pays.

Une augmentation de la variance reflète une plus grande dispersion des politiques budgétaires autour de la moyenne de l'Union. Inversement, une réduction de la variance indique que les politiques budgétaires deviennent de plus en plus homogènes. Par ailleurs, son évolution au cours du temps renseigne sur les différentes étapes de la convergence. Certaines variables retenues dans notre étude sont des critères du Pacte, ceci afin de déterminer si ce dernier a eu l'effet escompté sur la convergence de ces dernières. Pour une plus grande exhaustivité des mesures de la politique budgétaire,

nous retenons également des indicateurs n'appartenant pas aux critères de convergence¹⁴. Le respect des critères du Traité de l'UEMOA, n'entraîne pas nécessairement la convergence des politiques budgétaires des pays de la Zone. La convergence du solde budgétaire de base (critère clé) n'implique pas celle d'autres mesures de déficits tels que le solde primaire, ou le solde global. Par ailleurs, nous savons que les soldes budgétaires ne reflètent qu'imparfaitement les orientations discrétionnaires de la politique budgétaire. Aussi, outre l'étude des soldes budgétaires, nous analysons la convergence des dépenses et des recettes des Etats membres. Ces indicateurs reflètent mieux la réalité des politiques budgétaires des Etats. Ils peuvent diverger en raison de préférences nationales en matière d'offre de biens publics et/ou des asymétries des chocs affectant les pays.

Nos données proviennent des *Notes d'information et Statistiques* de la BCEAO. L'étude porte sur des variables budgétaires du Bénin, du Burkina Faso, de la Côte d'Ivoire, du Mali, du Niger, du Sénégal et du Togo, de 1980 à 2005. L'hypothèse de sigma-convergence est testée sur les variables budgétaires suivantes : le solde budgétaire de base, le solde global, le solde primaire, les dépenses totales, les recettes totales, les recettes fiscales, les dépenses en salaires et le ratio dépenses en salaires sur dépenses totales. Toutes les données ont été rapportées au PIB. Afin d'obtenir un échantillon cylindré, et vu l'absence de données antérieures à 1997, la Guinée-Bissau a été omise de l'étude.

Avant de décrire la démarche suivie dans la seconde analyse au niveau méthodologique, nous présentons tout d'abord les données utilisées dans ce travail. Il s'agit de données annuelles concernant les 7 pays membres¹⁵, fournies par la BCEAO et allant de 1980 à 2005. Nous avons rassemblé, dans notre base, des données concernant le PIB réel (y), l'indice harmonisé des prix à la consommation (p), le solde budgétaire de base (sbb) comme indicateurs de la politique budgétaire. Ces séries sont généralement non stationnaires, mais intégrées d'ordre 1. Malgré le fait que les séries soient intégrées de même ordre, aucune relation de co-intégration n'a pu être identifiée entre les variables. Quant à la méthodologie, puisque notre étude se fait en deux étapes, nous présentons brièvement la démarche suivie pour chacune d'entre elles.

Dans la première étape, nous proposons une analyse de la transmission de différents chocs à l'intérieur de la Zone UEMOA à l'aide d'une approche SVAR (Structural VAR) proche de celle utilisée par Ngoma (2000). Les variables globalement incluses dans le VAR standard sont : $\{dy, ds, dp\}$, où y représente le PIB réel, s - le ratio solde budgétaire/PIB et p - l'indice harmonisé des prix à la consommation, toutes prises en différence première pour respecter la condition de leur stationnarité. Le passage du VAR standard (non contraint) à un VAR structurel, mieux adapté à ce genre d'exercice impose le choix de restrictions pour l'identification des chocs, où n représente le nombre des variables utilisées dans le VAR. Nous identifions ainsi 3 chocs structurels, réunis dans le vecteur (u^s, u^b, u^d) , qui définissent respectivement un choc d'offre u^s , un choc de politique budgétaire u^b , et un choc de demande u^d . Les estimations sont faites

14 : Le solde global, le solde primaire, les dépenses totales et les recettes totales ne font pas partie des critères de convergence du Traité de L'UEMOA.

15 : La Guinée-Bissau n'est pas prise en compte dans l'étude du fait qu'elle a rejoint l'Union en 1997.

séparément sur l'ensemble de l'union et pour chaque pays membre, afin d'analyser les éventuelles divergences qui apparaissent au niveau de l'(a)symétrie et de la convergence des chocs à l'intérieur de la Zone. Le $(n^2-n)/2$ critère Schwartz (1978) a été utilisé pour déterminer le nombre optimal de retards de chaque VAR.

Au niveau du choix des restrictions, différentes méthodes sont utilisées dans la littérature : la méthode de Blanchard et Quah (1989), qui propose l'utilisation de restrictions de long terme fondées sur les résultats de la théorie économique, la méthode de Gali (1992), qui introduit l'utilisation simultanée de restrictions de court et de long terme concernant l'impact des chocs sur certaines variables considérées, la méthode de Mountford & Uhlig (2005), consistant à utiliser des restrictions de signe sur l'ensemble de fonctions de réponse impulsionnelle, ou la méthode récemment employée par Pagan & Pesaran (2008), ou Jacobs et Wallis (2007), qui cherche à identifier des relations de co-intégration à l'aide d'une modélisation vectorielle à correction d'erreurs (VECM – Vector Error Correction Model) et à utiliser ces relations comme outils d'identification des chocs. Dans le présent travail, nous retenons comme méthode d'identification des chocs structurels la procédure de base proposée par Blanchard & Quah (1989), en imposant au modèle 3 restrictions de long terme. D'une manière traditionnelle, nous identifions tout d'abord le choc d'offre comme étant le seul choc à avoir un effet permanent sur le niveau du PIB, ce qui génère une restriction de long terme dans le modèle. Nous utilisons ensuite encore deux restrictions acceptées dans la littérature, en supposant qu'un choc budgétaire n'a pas un impact de long terme sur la variable du PIB, et que les chocs de demande n'influencent pas à long terme la variable de politique budgétaire. Le choix de cette méthode simple est justifié par les fondements théoriques sur lesquels reposent les restrictions et par l'utilisation de la méthode dans les études réalisées sur la question, ceci nous permettant d'avoir une base de comparaison pour nos résultats.

Certains auteurs défendent l'utilisation de modèles structurels qui seraient mieux à même de prendre en compte certaines caractéristiques de l'économie et donc, à expliquer les canaux de transmission des chocs (Cushman et Zha, 1997).

La méthodologie VAR structurel consiste à transformer des résidus issus d'un VAR canonique¹⁶ en des chocs structurels pouvant être interprétés économiquement. Ainsi, pour interpréter une réponse impulsionnelle, les modèles développés reposent sur la théorie économique afin d'établir l'ensemble des relations causales entre les variables macroéconomiques. D'autres auteurs, comme Wickens et Motto (2001) démontrent que les variables endogènes et exogènes sont liées par des relations de cointégration, ce qui rend possible l'identification des chocs en faisant abstraction des restrictions liées à la matrice de covariance des résidus ou de la dynamique de court terme.

16 : Les processus VAR, introduits par Sims (1980) reposent sur l'idée selon laquelle l'évolution de l'économie peut être approchée par le comportement dynamique d'un vecteur de variables dépendant linéairement du passé. Chaque variable est expliquée par son propre passé et par celui des autres. Ils permettent de rendre compte des multiples relations pouvant exister entre différentes variables supposées endogènes. Les résidus du modèle VAR canonique représentent la partie non prévisible, compte tenu de l'information provenant des réalisations passées des variables endogènes du système. Une multitude de chocs, dont la propagation se traduit par des fluctuations du système dynamique étudié, sont captés par ces résidus canoniques. Pour autant, ceux-ci ne constituent pas des chocs structurels.

Cette hypothèse explique la prédominance, dans la littérature, des modèles vectoriels structurels comme méthodologie d'analyse des études d'impact des chocs.

Dans la seconde étape, l'analyse dynamique de l'(a)symétrie et de la convergence des chocs budgétaires s'appuie sur une nouvelle technique basée sur les modèles à facteurs dynamiques susceptible de faire ressortir les relations qui lient les différents chocs budgétaires nationaux. Nous procédons au calcul des corrélations dynamiques des chocs budgétaires nationaux entre les différents pays de l'UEMOA. Puisque le sujet de notre analyse concerne la question de l'(a)symétrie et de la convergence des chocs budgétaires nationaux, l'utilisation de cette démarche est très utile, car elle permet d'observer la synchronisation des chocs budgétaires mais aussi d'entrevoir le degré de consolidation de la stabilité macroéconomique au sein de l'Union. Les informations qui ressortent du calcul de la corrélation dynamique permettent également de comprendre l'orientation et le positionnement des politiques budgétaires nationales dans les différentes phases du cycle économique. La corrélation dynamique entre deux variables x et y de fréquence ω s'écrit comme suit :

$$\rho_{x,y}(\omega) = \frac{c_{x,y}(\omega)}{\sqrt{S_x(\omega)S_y(\omega)}}$$

Avec $S_x(\omega)$ et $S_y(\omega)$ représentant respectivement les fonctions de densité spectrales des variables x et y et $C_{x,y}(\omega)$, les co-spectres.

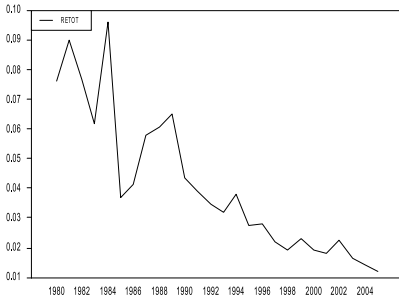
Pour ce faire, nous procédons à des représentations graphiques des liaisons corrélatives dynamiques entre les pays de la Zone et au calcul d'une matrice de corrélations croisées¹⁷ entre les chocs budgétaires nationaux. Le choix du calcul des corrélations dynamiques croisées, permet de tenir compte des éventuels spécificités et délais de transmission des politiques économiques.

3 - ANALYSE DE L'(A)SYMETRIE ET DE LA CONVERGENCE DES POLITIQUES ET CHOCS BUDGETAIRES

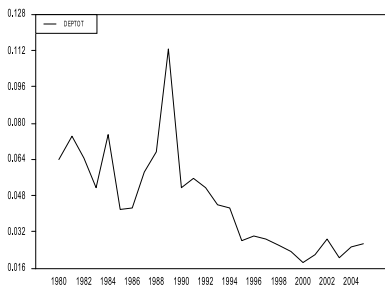
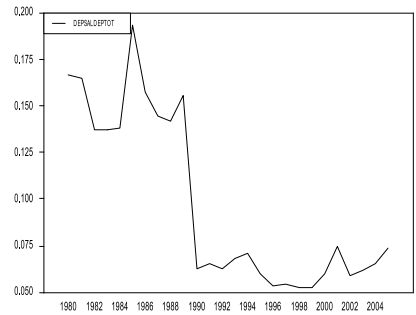
Les résultats de la première analyse ressortant des graphiques suivants décrivent l'évolution de la variance en coupe transversale des différentes variables étudiées de 1980 à 2005.

¹⁷ : On calcule et représente graphiquement la corrélation dynamique des chocs budgétaires nationaux.

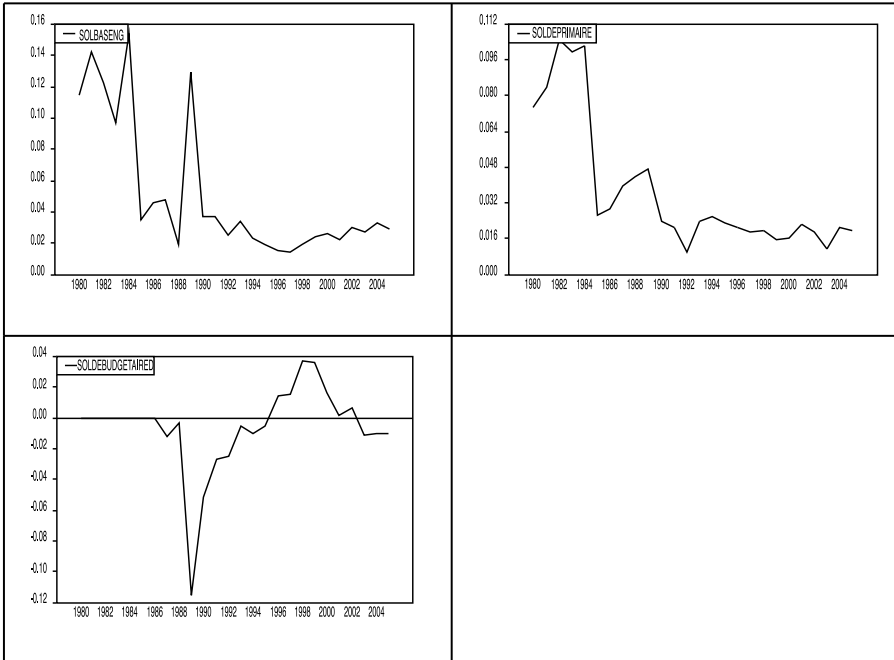
Graphique 1 : sigma-convergence des recettes budgétaires (recettes budgétaires totales et recettes fiscales)



Graphique 2 : sigma-convergence des dépenses (dépenses totales, dépenses en salaires/dépenses totales, et dépenses en salaires)



Graphique 3 : sigma-convergence des soldes budgétaires¹⁸ : solde global, solde primaire, solde budgétaire de base



Ces graphiques exhibent tous une tendance à la baisse de la dispersion des variables budgétaires au cours du temps. On ne peut toutefois conclure à la convergence des différentes variables budgétaires en observant simplement la décroissance de l'indicateur de sigma-convergence. La significativité de cette décroissance doit être testée. A cet effet, nous utilisons l'approche de Carré et Klomp (1997) qui teste l'hypothèse de convergence en comparant les variances en début et en fin de période de la variable considérée. Ces auteurs montrent que sous l'hypothèse nulle d'absence de réduction significative de la variance ($H_0 : V_1 = V_T$)

La statistique $T_3 = \sqrt{n \frac{\left(\frac{V_1}{V_T}\right) - 1}{2\sqrt{1 - (\hat{\pi})^2}}} \rightarrow N(0,1)$ suit une loi normale centrée et réduite.

n est le nombre d'observations en coupe instantanée (7 pour l'UEMOA).

V_1 et V_T sont les valeurs respectives de la variance en début et en fin de période et π est l'estimateur de β -convergence. Celle-ci est généralement testée à partir de la régression suivante :

¹⁸ : Solde primaire = recettes courantes-[dépenses courantes (hors intérêts de la dette) + dépenses en capital (hors celles financées sur ressources extérieures)]. Solde global (solde base engagement) = recettes totales (y compris les dons)-dépenses totales. Solde budgétaire de base = recettes totales (hors dons)- dépenses totales (hors investissements financés sur ressources extérieures).

$$\text{Log}(X_i; T) - \log(X_i, 1) = a - \beta \log(X_i) + \varepsilon_i \quad (1)$$

$\text{Log}(X_i; T) - \log(X_i, 1)$ représente le taux de croissance moyen entre la période 1 et T. La β -convergence est acceptée lorsque β est positif. Elle est rejetée dans le cas contraire (lorsque $\beta < 0$). En posant $\pi = 1 - \beta$, l'équation (1) peut être réécrite comme suit :

$$\text{Log}(X_i; T) = a + \pi \log(X_i) + \varepsilon_i \quad (2)$$

L'équation (2) est d'abord estimée afin d'obtenir la valeur de $\hat{\pi}$, ensuite la statistique T_3 est calculée. Notons que la statistique T_3 n'est définie que pour $\hat{\pi} < 1$ soit pour $\beta > 0$, ceci implique que la β -convergence est une condition nécessaire de la sigma-convergence (mais pas suffisante). L'hypothèse de convergence implique une réduction de la variance au cours de la période considérée. Le test de Carré et Klomp¹⁹ (1997) informe sur la significativité de l'évolution de la variance (celle-ci peut évoluer en augmentant ou en diminuant). Une valeur négative de T_3 indique une augmentation de

la variance au cours du temps $\left(\frac{V_1}{V_T} < 1 \right)$ et donc le rejet de l'hypothèse de convergence

même si cette évolution est significative. Lorsque la statistique T_3 est significativement positive (différente de zéro), l'hypothèse H_0 est rejetée, et la sigma-convergence est acceptée. Pour chaque variable budgétaire, la variance pondérée en coupe instantanée a été calculée. Le résultat du test dépend fortement de la date initiale choisie. Aussi, nous le réalisons à partir de différentes dates de départ, et sur différentes sous-périodes, afin de déterminer les différentes phases du processus de convergence.

Tableau 1 : Résultats des tests de sigma-convergence des soldes budgétaires

Solde base engagement (solde budgétaire global)					
	1980	1985	1990	1995	2000
1985					
1990	29,34***	-0.254			
1995	180.04***	8.923***			
2000	93.560 ***	2,962**	3,87***	-1,85	
2005	70.749***	2,363**	2,41**	-1.69	-0,4
Solde primaire					
	1980	1985	1990	1995	2000
1985	18,49***				
1990	28,898***	0,59			
1995	36,855***	0,8	0,007		
2000	80,138***	5,092***	2,912**	2,493**	
2005	71,992 ***	2,49 **	1,47	1,35	-0,666
Solde budgétaire de base					
	1980	1985	1990	1995	2000
1985					
1990		-1,662			
1995			28,33***		
2000	-1,04228	- 0,898	3,934***	-1,8	
2005		21,85***	74,92***	1,79*	17,44***

En abscisses les années de base, et en ordonnées les années terminales. Les espaces vides correspondent aux cas où le calcul de la statistique T3 est impossible du fait du rejet de la condition nécessaire de B-convergence ou au cas où l'année initiale et l'année terminale coïncident.

(*), (**), (***) correspondent à l'acceptation de la sigma-convergence aux seuils respectifs de 10, 5, et 1 %.

La *sigma-convergence* du solde global est acceptée sur l'ensemble de la période [1980-2005]. Le processus de convergence semble cependant avoir débuté au milieu des années 1980. La variance se réduit fortement de 1980 à 1990 et T3 est positive et fortement significative de 1985 à 1995. Sur la période 1995-2005, la *sigma-convergence* est cependant rejetée et la statistique T3 devient négative. Pour le solde primaire, la *sigma-convergence* est acceptée sur toute la période d'estimation [1980-2005]. On constate une réduction significative de la variance du début des années 1980 au milieu des années 1990. Cependant, comme pour le solde global, on note une phase de divergence en fin de période (2000-2005). Pour ces deux soldes, le processus de convergence débute avant la mise en œuvre du Traité de l'UEMOA, et semble être lié aux programmes d'ajustement structurel mis en œuvre dans la plupart des pays de la Zone par le FMI et la Banque mondiale dans les années 1980, et qui visaient une meilleure discipline budgétaire. Pour le solde budgétaire de base (critère clé du pacte de convergence de l'UEMOA), la *sigma-convergence* est forte sur la période 1990-2005. La mise en œuvre des Programmes d'ajustement structurel ne semble pas avoir influé sur l'évolution de cette variable. La convergence de cet indicateur semble être liée à la surveillance multilatérale et aux critères de convergence du Traité de L'UEMOA vers la fin des années 1990.

Tableau 2 : Résultats des tests de sigma-convergence des recettes budgétaires

Recettes totales					
	1980	1985	1990	1995	2000
1985	10,29***				
1990	10,78***	-0,68			
1995	27,98***	2,29**	4,40***		
2000	59,83***	8,88**	13,353***	3,647***	
2005	181,33***	36,42***	44,72***	13,871***	4,947***
Recettes fiscales					
	1980	1985	1990	1995	2000
1985	3,376***				
1990					
1995	0,23	-1,495	1,769*		
2000	4,771***	1,667*	6,684***	3,501***	
2005	9,557***	4,448***	12,745***	6,993***	1,462***

En abscisses les années de base, et en ordonnées les années terminales. Les espaces vides correspondent aux cas où le calcul de la statistique T3 est impossible du fait du rejet de la condition nécessaire de B-convergence, ou au cas où l'année initiale et l'année terminale coïncident.

(), (**), (***) correspondent à l'acceptation de la sigma-convergence aux seuils respectifs de 10, 5, et 1 %.*

Sur l'ensemble de la période [1980-2005] la sigma-convergence des recettes totales est fortement acceptée. La statistique T3 est positive et fortement significative sauf pour la période [1985-1990], pour laquelle on note le rejet de la sigma-convergence et une valeur négative de T3, qui reflète l'augmentation de la variance au cours de la période. La convergence des recettes totales est observée avant la mise en place des contraintes institutionnelles du Traité de l'UEMOA. Pour les recettes fiscales, la sigma-convergence est rejetée de 1985 à 1995, avec une valeur négative de T3, et de 2000 à 2005, période durant laquelle T3 est positive mais non significative. La sigma-convergence des recettes fiscales n'est nette que sur la période [1990-2000]. Celle-ci traduit les efforts des Etats de l'UEMOA pour hisser le taux de pression fiscale à 17 % afin de respecter la norme instituée par le Traité de l'UEMOA. La divergence des recettes fiscales durant les années antérieures au Traité de l'UEMOA pourrait s'expliquer par la forte concurrence fiscale à laquelle se sont livrés les Etats membres afin d'attirer les

Tableau 3 : Résultats des tests de sigma-convergence des dépenses budgétaires.

Dépenses totales					
	1980	1985	1990	1995	2000
1985	4,193***				
1990	2,414**	-0,769			
1995	17,285***	3,525***	7,945***		
2000	43,962***	14,346***	20,478***	3,333***	
2005	20,225***	5,805***	9,177***	0,331	-3,901
Dépenses en salaires / Dépenses totales					
	1980	1985	1990	1995	2000
1985	-0,792				
1990	18,319***	19,28***			
1995	20,91***	26,746***	0,538		
2000	24,675***	36,313***	0,431	0,091	
2005	18,0616***	30,018***	-1,22	-1,194	-1,69
Dépenses en salaires					
	1980	1985	1990	1995	2000
1985	-2,287				
1990	-2,784	2,229**			
1995	0,913	25,985***	11,75***		
2000	7,831***	62,247***	34,324***	4,76***	
2005	3,287**	36,174***	21,076***	0,986	-1,387

En abscisses les années de base, et en ordonnées les années terminales. Les espaces vides correspondent aux cas où le calcul de la statistique T3 est impossible du fait du rejet de la condition nécessaire de B-convergence, ou au cas où l'année initiale et l'année terminale coïncident.

(*), (**), (***) correspondent à l'acceptation de la sigma-convergence aux seuils respectifs de 10, 5, et 1 %.

investisseurs étrangers.

L'hypothèse de sigma-convergence est acceptée pour les dépenses totales sur la période d'estimation [1980-2005]. Avec une très forte phase de convergence de 1980 à 2000. On note cependant un rejet de la sigma-convergence en fin de période (de 2000 à 2005). Celle-ci correspond à une période de mauvaise conjoncture économique et de recours accru aux dépenses publiques pour faire face aux chocs conjoncturels. Pour le ratio dépenses en salaires sur dépenses totales, la sigma-convergence est acceptée sur la période [1980 à 2005]. Ceci masque cependant une évolution très contrastée de cet indicateur qui converge fortement de 1980 à 1990 et diverge à partir de 1990 avec des valeurs négatives de la statistique T3 à partir de 2000. Ce résultat est surprenant car cette période correspond à celle de la mise en œuvre des critères de convergence qui visaient à ramener les dépenses en salaires à 35% des dépenses totales. Malgré des difficultés persistantes à respecter ce critère, les Etats membres avaient néanmoins fortement réduit ce ratio durant cette période. En ce qui concerne les dépenses en salaires, l'hypothèse de sigma-convergence est fortement acceptée sur la période allant de 1990 à 2000.

Les résultats de la seconde analyse présentent les estimations réalisées avec la méthodologie SVAR pour un choc d'offre, des innovations de politique (u^s, u^b, u^d). Les estimations sont réalisées séparément sur les 7 pays membres et un intérêt particulier est accordé à l'analyse de la corrélation dynamique des chocs budgétaires, des chocs d'offre et des chocs de demande.

Les Figures 1, 2 et 3 en annexe retracent les réponses impulsionnelles des principales variables de la Zone UEMOA aux différents chocs considérés, entourées d'intervalles de confiance calculés par « Studentized Hall Bootstrap²⁰ ». Nous avons obtenu de ces estimations les effets attendus des chocs budgétaires, d'offre et de demande. L'analyse des réactions nationales aux différents chocs, présentées dans les graphiques, met en évidence des asymétries importantes entre les pays de la Zone UEMOA. En effet, un effet de baisse de l'activité réelle apparaît aussi après un choc budgétaire restrictif, introduit par une hausse du ratio solde budgétaire/PIB. Ceci traduit une baisse des dépenses publiques influençant à la baisse la demande globale, ce qui expliquerait la réduction des prix face au choc.

En outre, l'analyse de la transmission asymétrique des divers chocs au niveau national montre que le choc d'offre exerce un effet significatif (au seuil de 90%) sur la variable solde budgétaire/PIB dans tous les pays membres et l'effet n'est pas toujours homogène. Ce type d'ajustement, qui peut être l'image d'une réaction procyclique des gouvernements nationaux, apparaît dans tous les pays. Ce type de comportement procyclique des gouvernements est défini par une hausse des dépenses publiques en période de croissance et par une baisse des dépenses en période de récession. Une certaine justification de ce comportement procyclique peut venir du niveau d'endettement

20 : Intervalle de confiance de 90%, nombre de 2000 itérations dans le bootstrap principal et 300 itérations pour le bootstrap auxiliaire sont nécessaires pour estimer la variance à chaque étape du bootstrap principal. Voir Lütkepohl & Krätzig (2004), pour plus de détails concernant cette technique.

public très élevé des pays membres susceptible de réduire leur marge de manœuvre. Concernant le choc de demande, la réaction des variables nationales est généralement significative et similaire. En effet, l'intervention des gouvernements nationaux face au choc peut aussi être remarquée en analysant les évolutions oscillatoires coordonnées du PIB réel et de la variable budgétaire dans tous les pays de l'Union (voir les graphiques de l'Annexe 3).

La conduite de la politique budgétaire étant décentralisée dans la Zone UEMOA, chaque gouvernement national devient responsable de l'activité économique de son propre pays. Ainsi, l'analyse des asymétries dans la conduite et la transmission des politiques budgétaires nationales fait ressortir des effets au niveau national qui sont eux aussi asymétriques, la significativité de ces effets dans certains pays comme le Bénin, le Niger et le Togo, en est la preuve. Les interventions budgétaires induiraient des effets keynésiens sur l'activité dans tous les pays. L'activité répond au choc d'une manière oscillatoire, les effets se renversant rapidement d'une période à l'autre. En termes de conduite de la politique budgétaire par les autorités nationales, en relation avec la politique monétaire commune, les comportements s'avèrent différents.

L'analyse fait également ressortir des pays dont le pouvoir de stabilisation de la politique budgétaire serait contraint par le respect des critères de convergence, malgré leur effort en vue d'atteindre leurs objectifs de croissance (Sénégal, Côte d'Ivoire, Burkina Faso) et des pays pour lesquels l'objectif de stabilisation n'est pas clairement défini, avec des actions parfois procycliques, qui ne peuvent pas être attribuées à la contrainte du respect de l'équilibre budgétaire (ratio déficit budgétaire/PIB (norme ≥ 0)), imposée par le PCSCS (c'est le cas du Niger, du Togo, du Mali et du Bénin). De même, pour l'ensemble des pays, la baisse du solde budgétaire de base est imputable à l'augmentation des dépenses pour contrecarrer les chocs du PIB défavorable. Ceci s'explique par les transferts et subventions aux entreprises publiques en difficulté ou bien lorsque les chocs d'offre négatifs se répercutent sur les secteurs clefs de l'économie.

Toutes les asymétries mises en évidence par cette analyse révèlent l'hétérogénéité de la Zone qui rassemble des pays structurellement différents, d'où la transmission asymétrique des chocs spécifiques.

L'analyse de la corrélation dynamique graphique et analytique fournit un justificatif des comouvements des chocs budgétaires dans les différents pays membres. Les corrélations graphiques et analytiques des chocs budgétaires mettent en évidence une hétérogénéité marquée dans la conduite des politiques budgétaires nationales. En effet, les corrélations graphiques dynamiques (Cf. graphique de 4 à 10) des chocs budgétaires présentent sur l'ensemble des interrelations entre les pays de la Zone un caractère non linéaire et une dispersion très grande des mouvances. Seuls les pays comme le Bénin et le Mali dont les liaisons corrélatives dynamiques sont très diverses, semblent évoluer en phase. Ceci justifie selon Dufrenot et *al.* (2007) l'existence d'un effet « pays enclavés » où une politique discrétionnaire à l'échelle de la Zone n'est donc pas nécessairement adaptée pour réagir aux chocs budgétaires. L'analyse des corrélations analytiques (Cf. tableau de 4 à 6) suivant le degré de significativité des paramètres

donne un aperçu de la corrélation négative et faible entre le Bénin et le Togo. La liaison corrélatrice positive et faible des chocs budgétaires entre (le Bénin et le Sénégal), (la Côte d'Ivoire et le Mali), (le Niger et le Sénégal) donne à penser que ces pays évoluant par moment en phase sont susceptibles d'éviter d'éventuelles externalités négatives de la politique budgétaire. A ce propos, Dufrénot et al. (2007) soutiennent que la principale externalité de la politique budgétaire dans l'Union est celle de l'inflation. Selon eux, « *tout déficit se traduit par une augmentation des prêts nets à l'Etat, ce qui fait augmenter le crédit intérieur et entraîne une hausse des prix. Cette hausse se transmet aux autres pays de la Zone à travers les exportations* »²¹.

Ces comportements non-uniformes des autorités budgétaires vis-à-vis des politiques individuelles résultant des liaisons corrélatives graphique et analytique sont corroborés par l'annexe 11 qui décrit la cohésion d'ensemble des chocs budgétaires.

Il existe, donc, une hétérogénéité marquée dans le comportement des gouvernements nationaux dans la Zone UEMOA. Dans ce contexte, les seuls pays ayant globalement réussi le pari de la gestion budgétaire dans les conditions imposées par le PCSCS sont des pays qui respectent la norme de zéro du solde budgétaire de base sur PIB nominal. Cela semble leur laisser une marge suffisante pour aider l'économie face à une baisse de l'activité en dessous du niveau potentiel. Par contre, le fait de demander à des pays dont la situation des finances publiques est déficitaire (même si les déficits satisfont la limite du PCSCS) d'assurer un objectif de croissance en leur imposant une norme de zéro du ratio déficit budgétaire/PIB semble difficilement réalisable dans une grande partie des pays de la Zone.

CONCLUSION

Le présent travail cherche à déterminer l'existence d'un mouvement de convergence des politiques et chocs budgétaires. Il propose une analyse empirique de la sigma-convergence des politiques budgétaires de la Zone de 1980 à nos jours et du degré d'(a)symétrie et de convergence dynamique des chocs budgétaires dans la Zone UEMOA. Avant de passer à l'analyse proprement dite de l'(a)symétrie et de la convergence dynamique des chocs budgétaires, en utilisant un VAR structurel et un modèle à facteurs dynamique, la première partie de l'étude est dédiée à l'analyse de la sigma-convergence des politiques budgétaires. Les principaux résultats qui ressortent de ces deux analyses sont résumés ci-après.

Il ressort globalement des tests de la première analyse que malgré des évolutions contrastées, la plupart des variables budgétaires ont convergé durant la période correspondant à la mise en œuvre des critères de convergence [1995-2005]. Pour les dépenses totales, les recettes totales, le solde global et le solde primaire, le mouvement de convergence débute plus tôt et semble être lié aux programmes d'ajustement structurel mis en œuvre dans les années 1980, dans les pays de la Zone UEMOA. S'agissant des recettes fiscales, du solde budgétaire de base et des dépenses en salaires, la convergence semble plutôt être liée aux contraintes du Pacte. Le comportement des

21 : G. Dufrénot et al., (2007), *Politique budgétaire et dette dans les pays de l'UEMOA*, Paris, Economica, p. 53.

dépenses et des recettes budgétaires n'est pas très éloigné de celui des variables de solde. Ceci est dû à l'existence dans la Zone UEMOA, de critères de convergence de second rang relatifs aux dépenses et aux recettes. On note cependant pour tous les indicateurs retenus, que le processus de convergence semble marquer le pas à partir de 2000. Ceci semble plutôt traduire un relâchement de la discipline budgétaire des Etats membres, dans un contexte de mauvaise conjoncture économique, plutôt qu'une fin du processus de convergence qui est probablement toujours en cours.

Les résultats de notre estimation rejoignent ceux de Bamba (2004). Le processus de convergence des politiques budgétaires est bien mis en évidence, cependant, les degrés et la dynamique de celui-ci varient selon les variables budgétaires. Le cadre institutionnel mis en place par le Traité de l'UEMOA pour favoriser la convergence des économies de la Zone est insuffisant. Le pouvoir de discipline du pacte de convergence est très limité (N'Kodia et Sarr, 2007) et la divergence des structures économiques incite à un recours accru à la politique budgétaire pour stabiliser les chocs. Vu l'extrême sensibilité de la Zone aux chocs exogènes, et l'hétérogénéité des systèmes financiers qui entraîne des réponses différentes des Etats à des chocs de politique monétaire, ce cadre institutionnel doit être renforcé par des politiques sectorielles favorisant une convergence structurelle qui réduirait les coûts de la dissimilarité des économies. Une meilleure application des politiques sectorielles déjà existantes est souhaitable, notamment celle de la politique énergétique commune qui vise à stabiliser les prix des produits pétroliers, et à limiter les effets de leurs fluctuations sur l'inflation.

La seconde analyse fait état des divergences importantes apparaissant au niveau national en ce qui concerne le comportement des gouvernements nationaux, mettant ainsi en cause l'efficacité de la gestion budgétaire dans l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA). L'étude de l'(a)symétrie et de la convergence des différents chocs à l'intérieur de la Zone met en évidence la présence de deux sources d'hétérogénéité dans la Zone : une hétérogénéité structurelle, traduite par une transmission asymétrique des divers chocs (chocs budgétaires, chocs d'offre, chocs de demande) au niveau national et une hétérogénéité politique traduite par des asymétries dans la conduite des politiques budgétaires nationales. La présence de ces hétérogénéités demande une attention particulière dans la définition et la coordination des politiques économiques, coordination qui n'est pas facile à réaliser dans le contexte actuel d'autonomie budgétaire des pays membres, malgré les conditions imposées par le Pacte de Convergence, de Stabilité, de Croissance et de Solidarité (PCSCS).

Ce travail utilise une analyse basique concernant l'(a)symétrie et la convergence des chocs budgétaires dans l'UEMOA, qui peut être étendue dans plusieurs directions. Nous pensons particulièrement à une considération plus précise, dans l'analyse, des indicateurs relatifs à la dette publique et à l'extension de cette analyse dans le cadre plus général d'une union monétaire ouverte, avec la prise en compte des données sur le taux de change réel de la monnaie commune. Une seconde direction de recherche serait le passage d'une modélisation SVAR écrite séparément pour chaque pays de l'Union à une modélisation SVAR à changements de régime en panel susceptible de déterminer si l'adoption du PCSCS adopté en décembre 1999 a effectivement produit

un changement de régime, d'une part, et la prise en compte des interdépendances entre les différents pays membres de la Zone, d'autre part. Enfin, une troisième direction de recherche pourrait concerner la substitution de la méthode utilisée pour l'identification des chocs structurels dans l'approche SVAR, par celles plus sophistiquées proposées par Mountford & Uhlig (2005) ou Pagan & Pesaran (2008), par exemple.

BIBLIOGRAPHIE

Afonso, A. et R.M. Sousa, (2009), “The macroeconomic effects of fiscal policy”, *ECB Working Paper* No. 991.

Angeloni I., A. Kashyap, B. Mojon et D. Terlizzese (2003), « Monetary policy transmission in the Euro area : where do we stand ? », dans *Monetary policy transmission in the Euro area*, édité par Angeloni I. et alii, Cambridge University Press, Cambridge, United Kingdom, pp. 383-412.

Bamba N. (2004), “Analyse du Processus de Convergence dans la Zone Uemoa”, *WIDER Research Paper* n°2004/18, 43p.

Barro R. et Sala-i-Martin X. [1991]: “Convergence Across States and Regions “, *Brookings Papers On economic Activity* (1), pp.107-158.

Bernard A. et Durlauf S. [1991]: “Convergence of International Output Movements”, *NBER Working Paper* n°3717.

Blanchard, O. and D. Quah, (1989), “The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances”, *The American Economic Review*, 79, pp. 655-673.

Boogardes P. et C. Tsangarides, (2005), “Ten Years After the CFA Franc Devaluation : Progress Towards Regional Integration in the WAEMU”, *IMF Working Paper*, WP/05/145, 31p.

Canovat F. et Marcel A. [1995] : “The Poor stay Poor : non Convergence Across Country and Regions “, *CEPR Workshop on Empirical Macroeconomics*, Brussels.

Carree M. et Klomp L. [1997] : “Testing the Convergence Hypothesis : A Comment”, *The Review Of Economics and Statistics* (79), pp.683-686.

Catenaro, M. et Tirelli, P. (2000), « Reconsidering the pros and cons fiscal policy co-ordination in a monetary union: should we set public expenditure targets ? University of Surrey Discussion papers, 2.

Cushman, D. O. et Zha, T., (1997), “Identifying monetary policy in a small open economy under flexible exchange rates”, *Journal of Monetary Economics* 39, pp. 433-448.

Dore O. et P. R. Masson, (2002), “Experience with budgetary convergence in the WAEMU”, *IMF Working Paper*, WP/02/108, 28p.

Dufrénot, G . et al. *Politique budgétaire et dette dans les pays de l’UEMOA*, Paris, Ed. Economica, 2007, 163p.

Fuss C. [1999] : “Mesures et Tests de Convergence : une Revue de la littérature”, *Revue de l'OFCE* (69), pp.221-249.

Gali J., (1992), “How Well does the IS-LM Model Fit Postwar USData”, *Quarterly Journal of Economics*, mai, pp. 709-738.

Gaulier G., Hurlin C. et Jean Pierre P. [1997] : “Conditionnal Convergence : Panel data approach “, Communication à la 7^{ème} Conférence sur les données de Panel, Paris, juin 1997

Guillaumont S. J. et S. J. A. Tapsoba, (2009), « Procyclicité de la politique budgétaire et surveillance multilatérale dans les unions monétaires africaines », *CERDI, Etudes et Documents* E2009.04, 46p.

Hénin P. Lepen Y. et Hart [1995] : ”Les Episodes de la convergence européenne ”, *Revue Economique* (46), pp.667-677.

Houssa R., (2008), “Monetary union in West Africa and asymmetric shocks: A dynamic structural factor model approach”, *Journal of Development Economics* 85, pp. 319-347.

Jacobs Jan P. A. M. et Kenneth F. Wallis, (2007), “Cointegration, Long-Run Structural Modelling And Weak Exogeneity : Two Models Of The Uk Economy”, *CAMA Working Papers* 12, Australian National University, Centre for Applied Macroeconomic Analysis.

Kaiser M., (2005), “Zone euro : la convergence inachevée”, *Conjoncture*, Etudes Economiques - BNP Paribas, septembre, 34p.

Leith, C. (2004), « Comments on monetary and fiscal interactions in open economies », *Journal of Macroeconomics* (26), pp. 349-352.

Lutkepohl H. et M. Krätzig, (2004), *Applied time series econometrics*, Cambridge University Press, Kindle Edition, 352p.

Mountford, A. and H. Uhlig, (2005), “What are the Effects of Fiscal Policy Shocks”, *Discussion Paper* 2005-039, SFB 649, Humboldt-Universität, Berlin

Ngoma J. M. B., (2000), “Analyse des chocs d’offre et de demande dans la Zone CFA : une method structurelle d’autorégression vectorielle”, *CRDE*, Cahier 13, 38p.

N’Kodia C. et F. Sarr [2007] : “Place et rôle des Pactes de convergence face aux nouveaux dispositifs budgétaires et de financement du développement ». *Revue Afrique Contemporaine* n° 223-224 2007/3.

Pagan, A.R. and M.H. Pesaran , (2008), “Econometric Analysis of Structural Systems with Permanent and Transitory Shocks and Exogenous Variables”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Volume 32, Issue 10, pp. 3376-3395

Quah D. [1993]: “Galton ‘s fallacy and tests of Convergence hypothesis”, *CEPR Discussion Paper* n° 820.

Sarr, Felwine, (2006), « La coordination des politiques macroéconomiques en Union Monétaire : le cas de l’Union Economique Monétaire Ouest Africaine », Thèse de Doctorat en Sciences Economiques, *Université d’Orléans*, 314p.

Schwarz, G. (1978), “Estimating the dimension of a model”, *Annals of Statistics*, 6, pp. 461-464.

Sims C. (1980), “Macroeconomics and Reality”, *Econometrica* (48), pp.1-48.

Villieu, P. (2003), “Pacte de stabilité, crédibilité du policy-mix et coordination des politiques budgétaires en union monétaire”, *Revue Economique*, 54 (1), pp. 25-46.

Vallès, J. (2004), « Comments on monetary and fiscal interactions in open economies », *Journal of Macroeconomics* (26), pp. 353-356.

Wane A. A. (2004), “Growth and Convergence in WAEMU countries”, *IMF Working Paper* WP / 04/198, 36p.

Wickens, M. et Motto, R., (2001), “Estimating shocks and impulse response functions”, *Journal of Applied Econometrics*, pp.371-387.

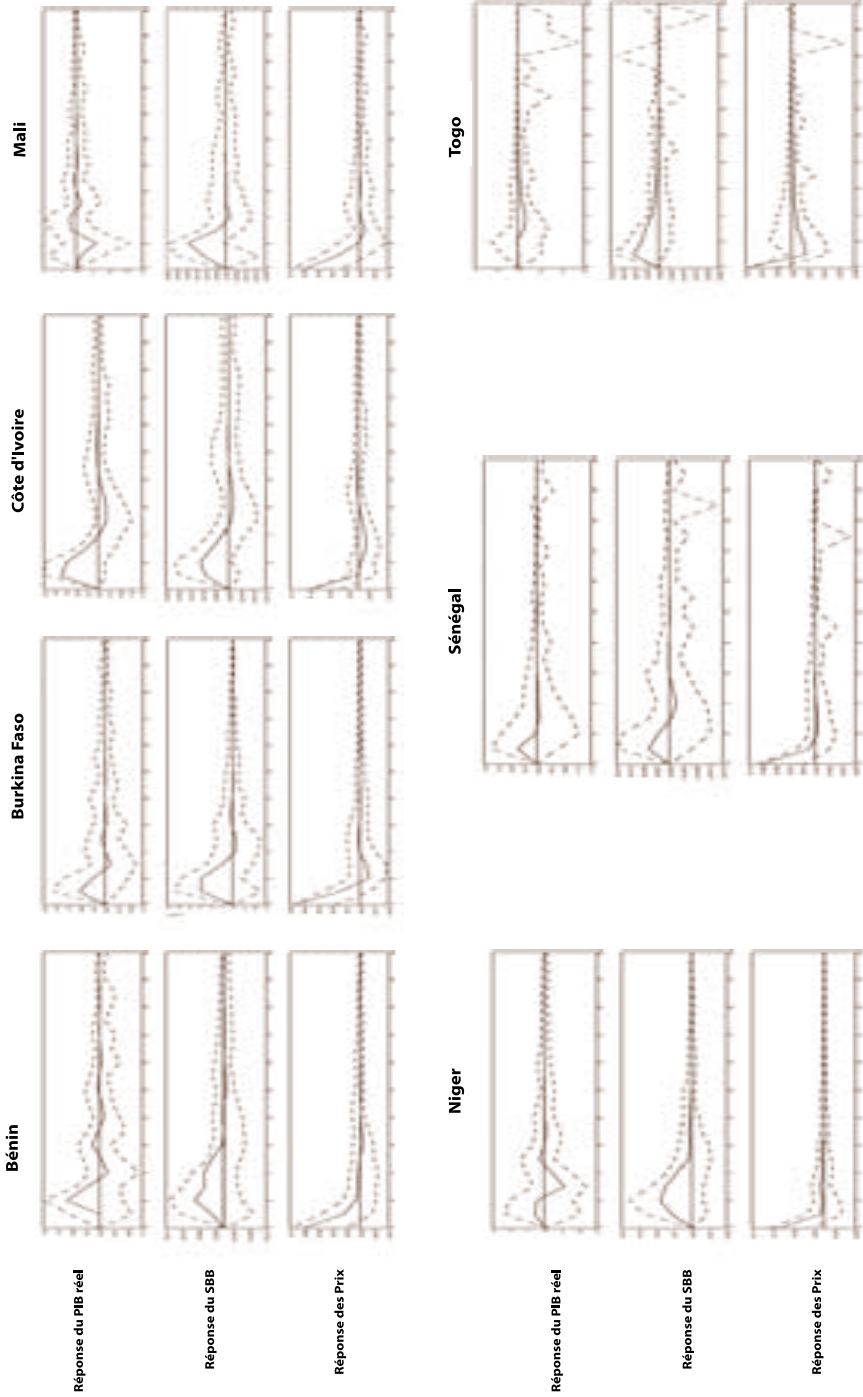
Annexe 1. Réponses aux chocs budgétaires des principales variables des pays membres de la zone UEMOA



Annexe 2 : Réponses aux chocs d'offre des principales variables des pays membres de la zone UEMOA

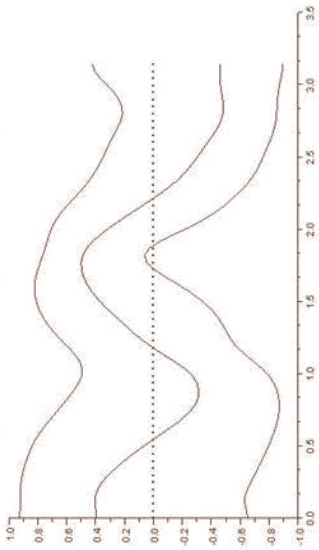


Annexe 3 : Réponses aux chocs de demande des principales variables des pays membres de la zone UEMOA

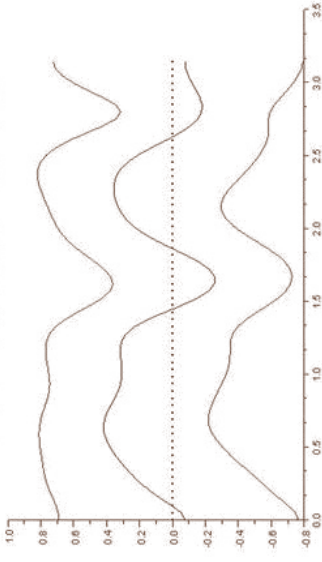


Annexe 4 : Corrélation dynamique des chocs budgétaires entre le Bénin, le Burkina et la Côte d'Ivoire

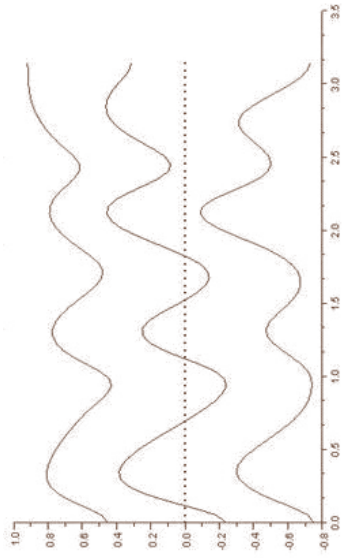
Corrélation dynamique des chocs budgétaires entre le Bénin et le Burkina-Faso



Corrélation dynamique des chocs budgétaires entre le Bénin et la Côte d'Ivoire



Corrélation dynamique des chocs budgétaires entre le Burkina-Faso et la Côte d'Ivoire



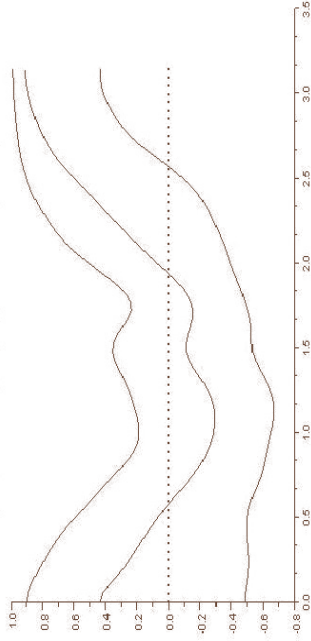
Note : L'intervalle de confiance est de 95%

Annexe 5 : Corrélation dynamique des chocs budgétaires entre le Bénin, le Mali et le Niger

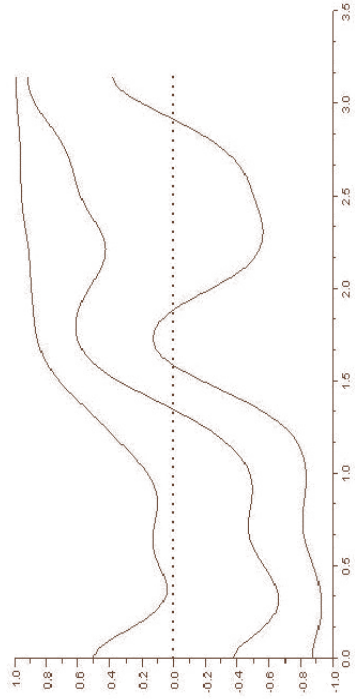
Corrélation dynamique des chocs budgétaires entre le Bénin et le Mali



Corrélation dynamique des chocs budgétaires entre le Bénin et le Niger



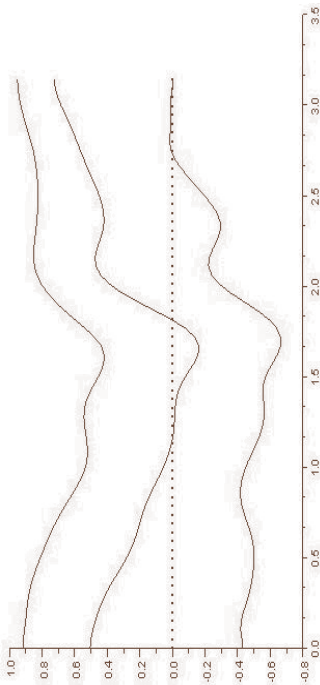
Corrélation dynamique des chocs budgétaires entre le Mali et le Niger



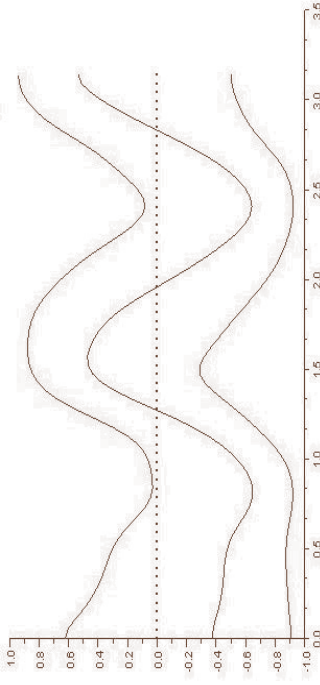
Note : L'intervalle de confiance est de 95%

Annexe 6 : Corrélation dynamique des chocs budgétaires entre le Bénin, le Sénégal et le Togo

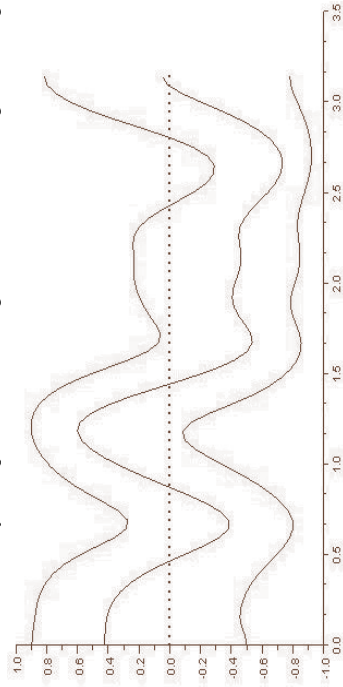
Corrélation dynamique des chocs budgétaires entre le Bénin et le Sénégal



Corrélation dynamique des chocs budgétaires entre le Bénin et le Togo



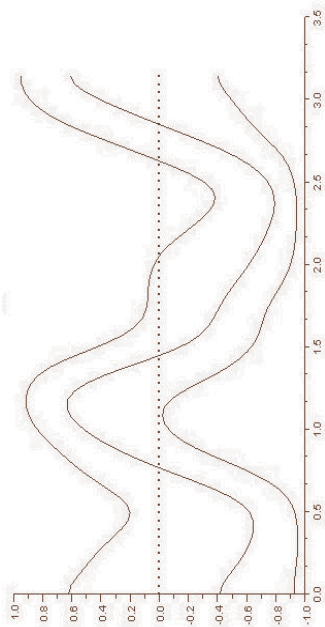
Corrélation dynamique des chocs budgétaires entre le Sénégal et le Togo



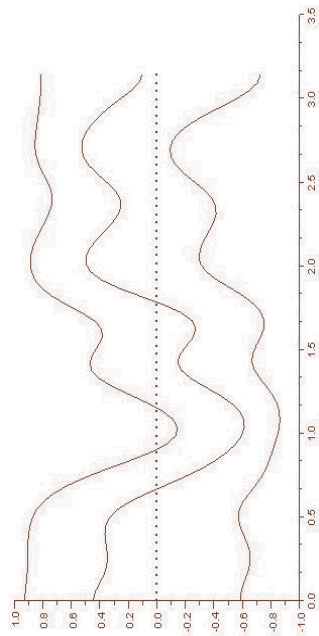
Note : L'intervalle de confiance est de 95%

Annexe 7 : Corrélation dynamique des chocs budgétaires entre le Togo, le Niger et la Côte d'Ivoire

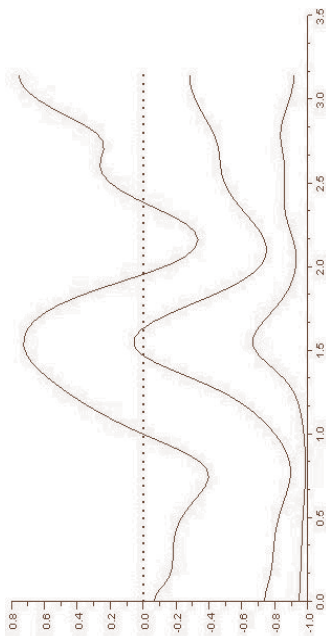
Corrélation dynamique des chocs budgétaires entre le Togo et le Niger



Corrélation dynamique des chocs budgétaires entre le Togo et la Côte d'Ivoire



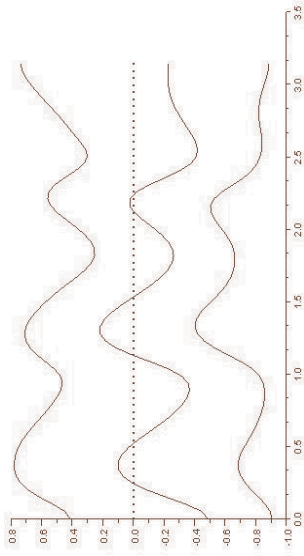
Corrélation dynamique des chocs budgétaires entre le Niger et la Côte d'Ivoire



Note : L'intervalle de confiance est de 95%

Annexe 8 : Corrélation dynamique des chocs budgétaires entre le Burkina, le Mali et le Sénégal

Corrélation dynamique des chocs budgétaires entre le Burkina Faso et le Mali



Corrélation dynamique des chocs budgétaires entre le Burkina Faso et le Sénégal



Corrélation dynamique des chocs budgétaires entre le Mali et le Sénégal



Note : L'intervalle de confiance est de 95%

Annexe 9 : Corrélation dynamique des chocs budgétaires entre le Sénégal, la Côte d'Ivoire et le Burkina

Corrélation dynamique des chocs budgétaires entre le Sénégal et la Côte d'Ivoire



Corrélation dynamique des chocs budgétaires entre le Sénégal et le Burkina Faso



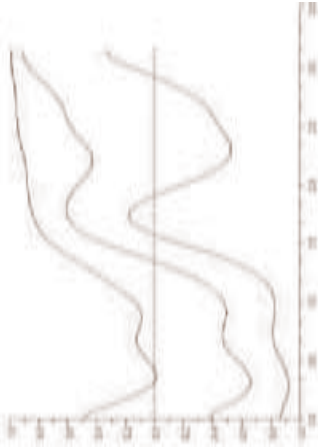
Corrélation dynamique des chocs budgétaires entre la Côte d'Ivoire et le Burkina Faso



Note : L'intervalle de confiance est de 95%

Annexe 10 : Corrélation dynamique des chocs budgétaires entre le Mali, le Niger et le Togo

Corrélation dynamique des chocs budgétaires entre le Mali et le Niger



Corrélation dynamique des chocs budgétaires entre le Mali et le Togo



Corrélation dynamique des chocs budgétaires entre le Niger et le Togo



Note : L'intervalle de confiance est de 95%

Annexe 11 : Estimation de la cohésion des chocs budgétaires dans l'UEMOA

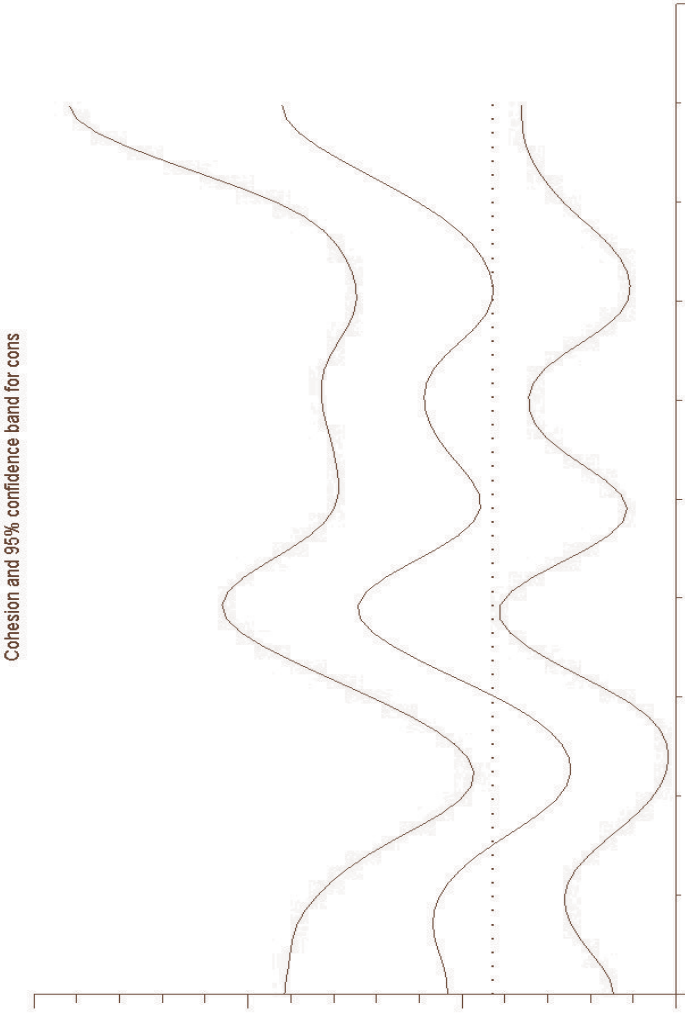


Tableau 5 : Matrice de corrélation des chocs d'offre

Correlation	BENIN	BURKINA	COTE D'IVOIRE	MALI	NIGER	SENEGAL	TOGO
Probability	1.000000						
BENIN						
BURKINA	0.219368	1.000000					
	0.3146					
COTE D'IVOIRE	-0.186759	0.659091	1.000000				
	0.3935	0.0006				
MALI	0.166996	0.167984	-0.044466	1.000000			
	0.4463	0.4436	0.8403			
NIGER	0.132411	0.737154	0.589921	0.020751	1.000000		
	0.5470	0.0001	0.0030	0.9251		
SENEGAL	-0.064229	0.142292	0.259881	0.159091	0.185771	1.000000	
	0.7709	0.5172	0.2311	0.4684	0.3961	
TOGO	0.392292	0.082016	0.286561	-0.079051	0.080040	0.036561	1.000000
	0.0641	0.7099	0.1850	0.7199	0.7166	0.8685

(*), (**), (***) correspondent aux seuils de significativité respectifs de 10%, 5% et 1%.

Tableau 6 : Matrice de corrélation des chocs de demande

Correlation	BENIN	BURKINA	COTE D'IVOIRE	MALI	NIGER	SENEGAL	TOGO
Probability							
BENIN	1.000000						
						
BURKINA	0.190711	1.000000					
	0.3834					
COTE D'IVOIRE	-0.225296	0.388340***	1.000000				
	0.3013	0.0671				
MALI	0.187747	0.224308	0.143281	1.000000			
	0.3910	0.3035	0.5143			
NIGER	0.042490	0.395257**	0.697628*	0.285573	1.000000		
	0.8474	0.0619	0.0002	0.1865		
SENEGAL	-0.146245	0.169960	0.383399***	0.222332	0.466403**	1.000000	
	0.5055	0.4382	0.0709	0.3079	0.0249	
TOGO	-0.107708	0.375494***	0.160079	0.150198	0.109684	0.465415**	1.000000
	0.6247	0.0775	0.4656	0.4939	0.6183	0.0252

(*), (**), (***) correspondent aux seuils de significativité respectifs de 10%, 5% et 1%.

LA REGLE DE POLITIQUE MONETAIRE OPTIMALE POUR LA FUTURE BANQUE CENTRALE DES PAYS DE LA CEDEAO : UNE ANALYSE VECTORIELLE AUTOREGRESSIVE

*Alain SIRI**

Résumé

La fin des années 1990 est marquée au plan politique en Afrique de l'Ouest par une résurgence de l'élan d'intégration monétaire. Cela a conduit les autorités de la CEDEAO à réanimer l'ancien projet d'intégration monétaire des pays de la Communauté. L'intérêt de la recherche s'est depuis lors porté sur l'analyse de l'adéquation de la région en tant que Zone monétaire optimale et sur la surveillance des processus de convergence des pays. L'union des monnaies en vue nécessite une analyse de l'efficacité de la politique monétaire dans la stabilisation de l'économie régionale. Un modèle VAR a permis d'évaluer l'influence de la politique monétaire sur l'activité et les prix de l'économie de la CEDEAO. A long terme, le PIB réel, le taux d'intérêt, le taux de change et la masse monétaire (M2) entretiennent une relation de cointégration. A court terme, les relations entre le taux de change réel ou la masse monétaire et les variables cibles de la politique monétaires (PIB réel et indice de prix) sont assez imprécises. L'influence du taux d'intérêt sur les cibles est faible mais stable. Nous avons retenu le taux d'intérêt comme étant l'instrument optimal de la régulation monétaire. Les restrictions d'identification introduites dans la matrice des effets des chocs afin de déterminer la meilleure forme de la règle d'ajustement du taux révèlent qu'une règle à la Taylor simple domine toute autre règle de taux d'intérêt dans la stabilisation des prix et de l'activité.

ABSTRACT

The end of the 1990s is politically influenced in West Africa by a strong willingness to unify economies. This led the ECOWAS authorities to revive the old project of integrating their changes. As from that resumption of the monetary integration process, the interest of the research has concerned the examination of the monetary union adequacy between the members of the Community. Since the unification of changes supposes sharing the same monetary policy, the question of the suitable monetary policy rule in term of stabilisation of the regional economy is addressed. With a VAR model, we have assessed the influence of monetary conditions on prices and income of the economy of ECOWAS. In the long-run, real GDP enters in a co-integrating relation with exchange rate, money supply and interest rate. In the short-run, relations between real exchange rate/money supply (M2) and monetary policy target variables (real GDP and price index) are rather imprecise. The influence of interest rate on target variables is weak but steady. We have retained the interest rate as the optimal instrument of monetary regulation. The identifying restrictions introduced in the chocks effects matrix so as to determine the best form of interest rate rule reveal that a Taylor rule outclasses any other interest rate rule in the stabilisation of income and prices.

JEL classification numbers : C01, E42, E52, E61, F31

* CEDRES - Université de Ouagadougou.



1 - INTRODUCTION

La relance du processus d'intégration monétaire à l'échelle de la Communauté Economique des Etats d'Afrique de l'Ouest (CEDEAO) a suscité des analyses sur la viabilité de l'économie de la région en tant que Zone monétaire optimale¹. L'objectif de création d'une monnaie commune à travers ce projet d'intégration monétaire appelle à s'interroger sur la stratégie monétaire à mettre en œuvre pour assurer au mieux la stabilisation conjoncturelle de l'économie de la région.

Le choix de la meilleure stratégie de régulation monétaire de l'économie demeure parmi les préoccupations de la politique économique. Elle a d'abord pris la forme d'un débat sur le régime de politique monétaire approprié pour assurer l'ancrage nominal de l'économie. Le débat règle contre discrétion a débouché au milieu des années 1980 sur la littérature sur l'incohérence temporelle de la politique monétaire. Cette littérature a montré que l'arbitrage entre inflation et activité conduisait à une dérive systématique des prix, c'est-à-dire à un biais inflationniste (Baro et Gordon, 1983). Le principe du banquier central conservateur de Rogoff (1985) est un essai de formulation des conditions institutionnelles sous lesquelles la politique monétaire pouvait corriger le biais inflationniste et assurer ainsi l'ancrage nominal de l'économie. Les recherches sur les règles de taux d'intérêt qui ont suivi les travaux de Taylor (1993) ont accordé davantage l'importance aux instruments de politique monétaire et aux variables cibles dont les fluctuations devraient commander l'ajustement des instruments.

Le choix de la cible de politique monétaire ne s'opère plus qu'entre cible de taux de change et cible de l'inflation (Taylor, 2000 ; Miskhin et Posen, (1997) ; Svensson, 1999). Et cela, en raison des instabilités enregistrées sur les demandes de monnaie, sur les multiplicateurs de crédits et sur les mesures de vitesses de la monnaie.

L'efficacité de la politique monétaire dépend des instruments utilisés, du cadre institutionnel de gestion de la politique monétaire, de l'architecture du secteur financier et du marché du travail (Barth (2001)).

En régime de gestion indirecte de la monnaie, les instruments dont dispose l'autorité monétaire sont soit le taux d'intérêt de court terme, soit la base monétaire. Le recours à une politique de taux est perçu comme étant plus transparente qu'une politique de contrôle de la base monétaire, un indicateur calculé par la banque centrale, peu connu des agents. De plus, la base monétaire peut devenir un instrument peu opérationnel en présence d'une inconstance de la vitesse de la monnaie (Alexander (1995) ; Miskhin et al (1997), Svensson (1999)). Elle peut être source d'une forte instabilité des taux d'intérêt (Judd et Motley (1992)).

Le taux d'intérêt de court terme peut quant à lui être inapproprié dans la régulation monétaire de l'économie en période de déflation (Ito, 2005) ou d'hyperinflation. Instrumentaliser la base monétaire pour contrôler l'inflation d'origine monétaire peut

1 : Voir notamment Masson et Patillo (2001), Bénassy et Coupet (2003), Diop(2002) et Addison et al (2005), Ogunkola (2005).

se révéler supérieur à la politique de taux d'intérêt en cas de corrélation forte et stable entre l'agrégat monétaire et l'inflation (McCallum, 1988 ; Batini, 2003).

Du point de vue des cibles qui commandent les variations de la base monétaire ou du taux d'intérêt de court terme, l'écart d'activité ou d'inflation observée, l'inflation anticipée, la masse monétaire, le taux de change sont des variables couramment cités dans la littérature (Barth (2001)).

Dans la mesure où l'objectif de toute politique monétaire est la stabilité des prix à long terme, la question se pose de savoir s'il est plus efficace pour parvenir à cette stabilité de l'économie de prendre comme cible, l'inflation anticipée plutôt que de recourir à une combinaison des trois autres cibles (écart d'activité et écart d'inflation observés, taux de change). L'efficacité du ciblage de l'inflation dépend en outre d'un certain nombre d'éléments d'ordre institutionnel et matériel. Dans cet article, le choix est fait de limiter l'analyse à la détermination de la combinaison optimale des cibles de la politique monétaire dans le cadre d'une régulation instrumentale de l'économie.

2 - LES REGIMES DE POLITIQUES MONETAIRES EN VIGUEUR DANS LES PAYS

La plupart des pays de la CEDEAO ont engagé des réformes monétaires depuis la fin des années 1980 en vue de renforcer l'efficacité de leur politique monétaire. Ces réformes ont visé d'abord la libéralisation du marché monétaire des pays, puis l'accroissement de l'autonomie des banques centrales vis-à-vis des autorités budgétaires.

Au niveau de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA), les réformes monétaires successives engagées ont conduit au remaniement de la grille des taux directeurs. Le marché monétaire a également subi d'importants changements, dans le but de constituer un instrument privilégié de gestion des liquidités bancaires (Nubukpo (2003)).

Du point de vue institutionnel, la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO) est placée sous l'autorité du Conseil des ministres en charge des finances de l'Union Monétaire Ouest Africaine (UMOA). La banque centrale a toutefois bénéficié d'une indépendance appréciable tant du point de vue politique qu'économique. Elle a ainsi pu définir librement les objectifs (cibles) du programme monétaire consistant en des cibles d'agrégats monétaires et de niveau de réserves obligatoires (Medhora, (1996)). Pour préserver la valeur de la monnaie via la stabilisation des prix, la BCEAO a supprimé son concours aux trésors publics des pays membres en 1998. De même, elle a évité de financer directement les entreprises publiques et a faiblement recouru au seigneurage.

Les missions assignées aux banques centrales des pays de la CEDEAO non membres de l'UEMOA (Gambie, Ghana, Nigeria) allient l'objectif de stabilité des prix à l'impératif de développement économique à travers les politiques actives de la monnaie

et du taux de change². A l'instar de l'UEMOA, la Gambie, le Ghana et le Nigéria ont, à l'issue des réformes monétaires engagées respectivement en 1980, 1987 et 1990, opté pour la gestion monétaire reposant principalement sur les instruments indirects de régulation des liquidités des banques.

Du point de vue des objectifs immédiats de la politique monétaire, les banques centrales des trois pays ont, comme la BCEAO, recouru à des cibles d'agrégats monétaires. Cela suppose l'existence d'une relation stable entre les demandes de monnaie des pays et les instruments de politique monétaire (taux des marchés monétaires et taux d'escompte). Le recours important au financement monétaire du déficit budgétaire pour la promotion du développement a affecté les performances de la politique monétaire (Agu, 2007; Sow Nikwa).

Les objectifs spécifiques assignés à cet article sont d'estimer un modèle macroéconomique schématisant les mécanismes de transmission de la politique monétaire pour l'économie de la CEDEAO (i) et de calculer et comparer l'efficacité relative de règles de taux d'intérêt³ (ii).

Le reste de l'article est structuré de la manière suivante. La section 3 présente la spécification du modèle et la détermination des relations de co-intégration. Dans la section 4, les chocs monétaires structurels et leur influence sur la dynamique du système sont déterminés. La section 5 conclut.

3 - UN MODELE VAR POUR LA CEDEAO

Le recours à un modèle vectoriel répond au souci de contourner la difficulté d'utiliser un modèle macroéconométrique structurel. En effet, le nombre de paramètres à estimer en présence de ce type de modèle est source de difficultés pratiques quant à la disponibilité des données. Cette difficulté se pose avec acuité pour les pays de la CEDEAO. Une autre voie de recherche regroupe les analyses effectuées grâce à l'estimation des paramètres de courbes d'épargne et investissement (IS) et de courbes de Phillips pouvant être assimilées à des modèles VAR structurels (Rudebusch et Svensson (1998), Jondeau et Le Bihan (2000), Pollin et al (2000)). Ce second cadre théorique exclut la masse monétaire parmi les déterminants directs des prix et de l'activité. Il ne tient pas non plus compte du rôle du taux de change. L'hypothèse de l'économie fermée est souvent posée, ce qui est source de biais dans l'évaluation des canaux de transmission de la politique monétaire aux variables cibles en cas de présence d'un fort passthrough.

Nous avons choisi d'utiliser les travaux de l'économétrie des séries non stationnaires développés à la suite de Johansen, Mosconi et Nielsen (2000) pour déterminer un modèle vectoriel - sans perte d'information - pour l'analyse des effets de la politique monétaire sur l'économie de la CEDEAO.

2 : De 1995 à 2004, les pays de l'UEMOA ont recouru aux revenus de seigneurage (variation de la base monétaire en pourcentage du PIB) à hauteur de 1,6%. Pour, le Ghana et le Nigeria le taux est de 9,1% et de 6,7% respectivement.
3 : Il s'agit de règles de Taylor.

3.1 - La structure du modèle

Le modèle de base est un VAR à ($K=5$) dimensions, dont la forme structurelle peut s'écrire de manière suivante :

$$A(L)X_t + CD_t^* = B\mu_t \quad (1)$$

où $A(L)$ est une matrice polynomiale dans l'opérateur de retard L ; B est une matrice diagonale; X_t est un vecteur (5×1) de variables stochastiques telles que $X_t' = (X_{1t}, \dots, X_{Kt})'$ est le vecteur des $K = 5$ variables endogènes du système dont la composition est explicitée plus loin. (D_t^*) est un vecteur de termes déterministes appartenant ou pas à l'espace de cointégration. μ_t est un vecteur de chocs structurels orthogonaux de même dimension, avec une matrice de variance-covariances diagonale $\text{var}(\mu_t) = \Sigma_\mu$. La forme réduite du modèle, avec des erreurs suivant une distribution gaussienne, est la suivante :

$$X_t = A_1 X_{t-1} + \dots + A_{p-1} X_{t-p+1} + CD_t^* + \varepsilon_t \quad (2)$$

Puisque la présence de la cointégration entre les variables du système n'est pas exclue, il faut alors réécrire (2) de sorte à pouvoir tester l'éventualité :

$$\Gamma_0 \Delta X_t = \alpha \beta' \begin{bmatrix} X_{t-1} \\ D_{t-1}^{co} \end{bmatrix} + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta X_{t-p+1} + CD_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\beta^* = \begin{bmatrix} \beta \\ \eta \end{bmatrix}.$$

Les matrices Γ_i et $\alpha \beta^*$ = Π , contiennent respectivement les coefficients des relations de court terme qui sont stationnaires et les coefficients des relations de long terme qui sont intégrées ($I(1)$). Afin de rendre $I(0)$ le produit $\alpha \beta^* X_{t-1}$, de manière homogène avec les autres termes, alors que X_{t-1} est $I(1)$, l'hypothèse de cointégration est introduite. Elle se formule comme un test de rang r de la matrice Π dans l'équation suivante.

$$H(r) : \Pi = \alpha \beta^* \quad (4)$$

Le vecteur D_t^{co} renferme l'ensemble des termes déterministes (tendance temporelle linéaire, coefficients saisonniers, variables indicatrices de points de ruptures des séries) contenus exclusivement dans l'espace de cointégration, tandis que D_t contient les variables déterministes affectant l'allure des séries, mais exclues de l'espace de cointégration. Le vecteur ε_t de dimension K représente le vecteur des résidus. Il est supposé suivre une distribution gaussienne nulle en moyenne et constante en variance ($\varepsilon_t \rightarrow (0, \Sigma_\varepsilon)$).

Les matrices $\alpha - \beta^*$ sont de dimension ($K \times r$). L'hypothèse $H(r)$ signifie que le processus ΔX_t est stationnaire, que X_t est non stationnaire, mais que $\beta^* X_t$ devient stationnaire. Lorsque $r = 1$, le vecteur β^* est le vecteur de cointégration entre les variables ; il correspond à une seule relation de long terme. Lorsque $1 < r < K$, β^* est une matrice définissant l'espace de cointégration ; il existe alors plusieurs relations de

long terme. α est le vecteur, ou la matrice, d'ajustement (les poids), c'est-à-dire la mesure de la vitesse de convergence vers l'équilibre de long terme. Il reste cependant à préciser la forme exacte de la composante déterministe du modèle.

En présence de points de retournement dans la tendance des séries, la méthode classique d'estimation de la cointégration multivariée développée dans Johansen (1995) n'est plus valide. Il faut recourir à une procédure d'estimation adaptée à la prise en compte des ruptures structurelles dans les espaces de cointégration à l'image de celle développée par Johansen, Mosconi et Nielsen (2000). Elle repose sur la méthode du maximum de vraisemblance en ce qui concerne l'estimation des relations de long terme et les tests de restrictions sur les coefficients.

La méthode utilisée ici pour identifier les relations de cointégration est toutefois différente de celle de Johansen et al (2000) du point de vue de la modélisation de la composante déterministe de l'espace de cointégration. Dans ce qui suit, la composante déterministe des vecteurs de cointégration est modélisée comme dans Lütkepohl et Krätzig (2004) et Hungnes (2004).

3.2 - Les données et leurs propriétés statistiques

Afin d'examiner les effets de la régulation monétaire sur l'économie de la CEDEAO, nous retenons dans le vecteur X , les variables représentatives des cibles de la politique monétaire (le PIB réel (y) et l'indice des prix à la consommation (π)) et ceux provenant de l'intermédiation financière (le taux d'escompte (i), la masse monétaire (m) et le taux de change effectif réel (s)). Le taux de change effectif réel a été introduit dans le vecteur pour contourner la difficulté d'agrèger les taux de change nominaux de pays appartenant à des régimes de changes différents. Le taux d'escompte représente dans le système, l'instrument de politique monétaire. Il est introduit comme substitut du taux d'intérêt du marché monétaire. Ce choix découle de la faible historicité des taux d'intérêts des marchés monétaires des pays non membres de l'UEMOA. Diarissou et Samba (1999) et Tenou (2002) contournent une difficulté pareille dans le cas de l'UEMOA en rétropolant le taux du marché monétaire sur la base du rythme de croissance du taux d'escompte. S'il est possible d'établir une linéarité entre ces deux taux, nous optons de retenir tout simplement le taux d'escompte parmi les variables du vecteur (X_t).

$$X_t = (y_t, \pi_t, i_t, m_t, s_t)$$

Les données utilisées proviennent essentiellement de deux bases : les statistiques financières internationales du Fonds Monétaire International pour les variables provenant du secteur financier et les indices de prix à la consommation, la *World Bank Africa Data base* de la Banque Mondiale en ce qui concerne le PIB.

Afin d'estimer les relations de cointégration entre les variables du vecteur X_t et d'obtenir des résultats stables, la période d'observation retenue doit être suffisamment longue. Nous avons retenue l'époque 1980T1 à 2004T4. Elle représente aussi un

4 : Les pays inclus dans l'échantillon sont : le Bénin, le Burkina Faso, la Côte d'Ivoire, le Mali, le Niger, le Sénégal et le Togo pour l'UEMOA. La Gambie, le Ghana, la Guinée Conakry et le Nigeria pour les pays de CEDEAO non membres de l'UEMOA. Le Cape Vert, la Guinée Bissau et la Sierra Leone ont été exclus de l'échantillon du fait de la non disponibilité de leurs données.

compromis entre l'actualité des conclusions qui conduirait à retenir une période courte et récente et la robustesse des coefficients qui incite à retenir la période la plus longue possible. En tenant compte de la disponibilité des données, les séries de l'économie de la région ont été construites sur la base des données de 11 pays⁴ sur les 15 que compte la CEDEAO. Le principe d'agrégation des séries est présenté dans l'annexe 1.

Les séries utilisées sont de fréquence trimestrielle. Excepté le taux d'intérêt, elles ont été toutes transformées en logarithme. La représentation graphique de chacune des séries figure dans l'annexe 2. Les tests de racine unitaire effectués, confirment le caractère I(1) des différentes séries (annexe 3). Pour certaines séries, le test de Perron (1989) qui permet la prise en compte des ruptures de tendance des séries a été utilisé en lieu et place du test ADF. Les séries étant toutes I(1), les relations de cointégration existant entre les variables du VAR ont été déterminées afin de régresser le modèle vectoriel de correction d'erreur (VECM).

3.3 - L'identification du modèle VAR

La période de référence est marquée par trois dévaluations ; deux fortes dévaluations du *naira*, la monnaie du Nigeria (1986 et 1999) et une dévaluation du franc CFA en 1994. Ces dévaluations peuvent avoir occasionné des ruptures dans l'allure des séries. Ces ruptures auraient affecté les relations de cointégrations. Des variables indicatrices ont été introduites dans l'espace de cointégration pour capter les points de retournement des vecteurs de cointégration et des données en niveau. L'introduction des variables indicatrices repose sur la significativité de ces variables et sur les résultats de tests de Chow de détection de points de rupture (annexe 4). Ainsi, il a été nécessaire d'introduire deux variables indicatrices pour saisir les ruptures occasionnées par les dévaluations de 1994 et 1999 dans les vecteurs de cointégrations. Une tendance temporelle linéaire s'est aussi révélée significative dans l'espace de cointégration mais pas dans les données en niveau. Le nombre de retards a été fixé à 4. Les tests usuels de sélection de retards qui reposent sur l'examen de critères d'information donnent des résultats économiques peu satisfaisants (annexe 5). Pour le nombre de retards retenu, le test LM(4) de détection de l'autocorrélation révèle la non dépendance historique des résidus. En outre, la version multivariée du test ARCH de détection de la dépendance historique des résidus conditionnée par l'hétérosédasticité a été appliquée aux résidus estimés du VECM (annexe 6). L'hypothèse nulle de la présence conjointe d'autocorrélation et d'hétérosédasticité au niveau des résidus est rejetée. Toutefois, pour ce niveau de retard, la distribution des résidus de régression n'est pas non plus gaussienne. Même en accroissant, comme dans Hoffman et Rasche (1998) ou dans Bruneau et De Bandt (1998), le nombre de lag à 6, la distribution des erreurs demeure anormale⁵. Le lag d'ordre 4 est retenu par souci d'économie de degré de liberté.

3.4 - Les relations de cointégration

Le test du rang de cointégration retenu est celui de la trace, $H(r)$ contre $H(r1 > r)$. Les résultats du test effectué au seuil de risque de 5% sont résumés dans le tableau ci-dessous.

5 : Johansen et al (2000) in Goux (2003) considèrent que ce défaut est inhérent au test lui-même dans le cas de la prise en compte de breaks structurels. Les exemples que Goux et Johansen et al. retiennent se heurtent à la même difficulté. Joyeux (2002) propose de régresser dans ce cas le VECM avec un ensemble de variables indicatrices dans la composante stochastique du modèle. La méthode est fortement réductrice en degré de liberté.

Tableau 1 : Test du rang de cointégration

Rang r	Stat de la Trace	Valeur critique (5%)	Proba
r = 0	132.60	99.56	0.0000
r = 1	79.78	72.90	0.0107
r = 2	49.71	50.17	0.0557
r = 3	28.31	31.23	0.1103
r = 4	13.42	16.10	0.1227

Les résultats du test indiquent la présence de deux relations de cointégration. Une première représentation (coefficients de la matrice β^*) figure dans le tableau n°2. La présentation retenue ne tient toutefois compte que de la tendance temporelle parmi les termes déterministes inclus dans l'espace de cointégration. Les chiffres dans les parenthèses sont les erreurs standards des coefficients.

Tableau 2 : Espace de cointégration

PIB	IPC	LM2	TXESC	TCER	T
1	0	-0.917 (0.103)	0.008 (0.003)	0.656 (0.082)	0.000 (0.001)
0	1	-1.914 (0.168)	0.000 (0.000)	0.375 (0.200)	-0.005 (0.002)

Le ratio de vraisemblance calculé à partir du rapport des log-vraisemblances de l'hypothèse nulle et de l'hypothèse alternative est égal à 2.4. Il s'interprète comme un Chi-deux à 2 degrés de liberté dont le niveau de significativité est de 0,12. L'hypothèse alternative correspondant à cet espace de cointégration est acceptée.

Afin de juger du degré de stabilité de ces relations, nous avons déterminé les poids α correspondants qui s'interprètent comme des mesures de vitesses d'ajustement des variables du système - en cas d'écarts - lorsque les relations de long terme sont décrites par les relations qui figurent dans le tableau 2. Le tableau suivant détaille les poids correspondants aux éléments des vecteurs de cointégration ($ec1(t)$, $ec2(t)$). La présence des signes négatifs montre bien qu'il s'agit de mécanismes correcteurs d'erreurs. Ainsi par exemple, le coefficient associé à l'indice des prix dans la deuxième relation de cointégration (-0.32) indique la force qu'exerce cette relation sur l'indice en cas d'écart de celui-ci par rapport à la trajectoire d'équilibre.

Tableau 3 : Matrice des poids

	d(lpibr)	d(lipc)	d(lm2)	d(txesc1)	d(ltcer)
Ec1(t)	0.058 (0.016)	-0.320 (0.070)	-0.625 (0.312)	5.025 (4.902)	-1.272 (0.248)
Ec2(t)	0.061 (0.009)	-0.133 (0.041)	0.432 (0.181)	10.328 (2.764)	-0.355 (0.113)

Le VAR contient donc deux relations de cointégration ; comme il comporte cinq variables I(1), on devrait pouvoir déterminer deux tendances communes correspondant à deux chocs permanents. Un test d'exogénéité faible⁶ a donc été pratiqué afin de déterminer les variables susceptibles de jouer ce rôle. Le test repose sur un ratio de

6 : Cela revient à considérer comme nuls tous les coefficients α correspondant à la variable supposée faiblement exogène.

vraisemblance qui permet de tester l'hypothèse nulle d'exogénéité faible contre l'hypothèse alternative de non exogénéité. Le tableau 4 montre que la masse monétaire M2 et le taux de change sont faiblement exogènes.

Tableau 4 : tests d'exogénéité faible

Variabes	y	p	m	i	s
Chi-deux	161.3475 (74.0000)	136.2475 (77.0000)	94.2644 (71.0000)	111.3501 (76.0000)	83.2863 (74.0000)
P	0.0000	0.0001	0.0493	0.0051	0.2154

Note : l'exogénéité faible est acceptée quand le niveau de significativité (p) est supérieur à 0,05.

En plus du taux de change et de la masse monétaire, l'exogénéité faible du taux d'intérêt est imposé, du fait qu'il a été choisi dans les années 1980 comme instrument de politique monétaire par les pays de l'UEMOA puis au milieu des années 1990 par le Ghana et le Nigeria. La première équation de cointégration peut se formuler de manière standard comme suit :

$$y = -0,008i - 0,656s + 0,92m$$

Elle met en évidence un impact des conditions monétaires sur l'activité réelle. La deuxième relation s'écrit :

$$\pi = 1,92m - 0,37s + 0,005t$$

Elle s'apparente à une équation quantitative de la monnaie augmentée du taux de change. La dérive temporelle peut être interprétée comme la composante déterministe des prix.

Plusieurs autres présentations de l'espace de cointégration existent, correspondant toutes à des combinaisons linéaires des vecteurs de ce premier espace. Toutefois, l'analyse des relations de cointégration n'étant pas spécialement visée dans cette contribution, nous choisissons de régresser le VAR avec ces 2 vecteurs de cointégration pour accroître les performances dans la prédiction des variables du système et pour éviter d'identifier des résultats fallacieux (Allen et Fildes (2005)⁷).

Pour conclure provisoirement, notons que la présence de la première relation dans l'espace de cointégration est une première confirmation du rôle des conditions monétaires sur l'activité économique. L'analyse de l'influence des chocs structurels le confirmera.

4 - L'INFLUENCE DES CHOCS STRUCTURELS

L'effet des chocs économiques sera analysé à l'aide de la décomposition de Cholesky, enrichie par l'ajout de restrictions économiques.

⁷ : Un résumé des points de vue sur les limites de l'analyse de la cointégration en matière d'apport théorique figure dans Allen et Fildes (2005). Voir aussi Leamer (1999).

4.1 - Le modèle VAR structurel

Le modèle VAR décrit par l'équation (3) ou l'équation (4) si l'on s'intéresse à la forme VECM, correspond à la version réduite du modèle structurel (1). En remplaçant $B^{-1}A(L)$ par $F(L)$, l'équation (1) devient :

$$F(L)X_t = \mu_t \quad (5)$$

L'équation de la forme réduite (équation 3) peut s'écrire de la manière suivante :

$$X_t = E(L)X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

où $E(L)$ est une matrice polynomiale dans l'opérateur de retard L et ε_t les résidus, avec $(\varepsilon_t \rightarrow (0 \ \Sigma_\varepsilon))$.

Si l'on note F_0 la matrice des coefficients contemporains et $F_o(L)$ la matrice des coefficients non contemporains, on peut considérer que :

$$F(L) = F_0 + F_o(L) \quad (7)$$

La relation entre les chocs structurels et les résidus de la forme réduite est :

$$\mu_t = F_0 \varepsilon_t \quad (8)$$

On a aussi :

$$B\mu_t = A_0 \varepsilon_t \quad (9)$$

avec :

$$F_0 = B^{-1}A_0 \quad (10)$$

ce qui implique :

$$\Sigma_\mu = F_0^{-1} \Sigma_\varepsilon F_0 \quad (11)$$

L'estimation des matrices F_0 et Σ_μ qui assure la détermination des paramètres de la forme structurelle est acquise dès que le nombre de restrictions portant sur les éléments de la matrice Σ_μ suffit pour identifier le système (11). Le principe consiste à imposer des contraintes d'identification, soit à court terme soit à long terme. Les deux types de restrictions ont été imposés.

4.2 - Les résultats

Nous choisissons de présenter d'abord les résultats relatifs aux canaux de transmission de la politique monétaire. La comparaison des performances des règles de politique monétaire sur l'économie de la CEDEAO est ensuite effectuée.

4.2.1 - L'identification des chocs

L'identification des chocs a d'abord été effectuée en utilisant la décomposition de Cholesky. L'ordre des variables préconisé par Peersman et Smets (2001) est retenu. Il est interprété comme allant de la variable la plus exogène à la moins exogène, soit : y, π, m, i, s . L'ordre d'introduction, en plaçant en tête les variables représentant des chocs non monétaires, ensuite celles représentant des chocs monétaires, puis de change, signifie que la politique monétaire n'a pas d'effets contemporains sur l'activité et les prix. Ceci a permis d'effectuer une première identification fondée sur l'équation suivante où les chocs structurels sont définis sous forme de combinaisons linéaires des résidus estimés de la forme réduite du modèle :

$$B\mu_t = A_0\varepsilon_t \Leftrightarrow \begin{bmatrix} b_1 0000 \\ 0b_2 000 \\ 00b_3 00 \\ 000b_4 0 \\ 0000b_5 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_y \\ \mu_\pi \\ \mu_m \\ \mu_i \\ \mu_s \end{bmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & 0 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 & 0 \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & 1 \end{pmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_y \\ \varepsilon_\pi \\ \varepsilon_m \\ \varepsilon_i \\ \varepsilon_s \end{bmatrix}$$

L'identification des chocs a ensuite été améliorée en empruntant les restrictions identifiantes à Sims et Zha (1998), à Kim et Roubini (2000), et à Peersman et Smets (2001). Toutefois, il est tenu compte de la significativité des coefficients des matrices A_0 et B obtenus par la décomposition de Cholesky pour les adapter aux données. Le schéma d'identification suivant a donc été suivi :

$$B\mu_t = A\varepsilon_t \Leftrightarrow \begin{bmatrix} b_1 0000 \\ 0b_2 000 \\ 00b_3 00 \\ 000b_4 0 \\ 0000b_5 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_y \\ \mu_\pi \\ \mu_m \\ \mu_i \\ \mu_s \end{bmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & a_{32} & 1 & 0 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 & 0 \\ 0 & 0 & a_{53} & a_{54} & 1 \end{pmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_y \\ \varepsilon_\pi \\ \varepsilon_m \\ \varepsilon_i \\ \varepsilon_s \end{bmatrix}$$

Les innovations structurelles, du vecteur $\mu = (\mu_y \mu_\pi \mu_m \mu_i \mu_s)'$, représentent respectivement, les chocs d'offre, de demande, d'offre de monnaie, de politique monétaire et le choc de politique de change. Le vecteur $\varepsilon = (\varepsilon_y \varepsilon_\pi \varepsilon_m \varepsilon_i \varepsilon_s)'$, contient les résidus estimés des équations de la forme réduite du modèle.

Les deux premières lignes reflètent, conformément à Kim et Roubini (2000) et à Peersman et Smets (2001), l'hypothèse d'exogénéité du secteur réel. Elles traduisent l'isolement de l'activité et des prix des chocs contemporains de la politique monétaire et de la politique de change. Ainsi, par exemple au niveau de la première ligne, le choc structurel d'offre est défini uniquement en fonction de ses propres innovations. Les autres innovations du système n'ont pas d'effet contemporain sur l'offre. La troisième ligne est l'expression d'une fonction simplifiée d'offre de monnaie dans laquelle la masse monétaire est mise en relation avec le niveau des prix. La quatrième ligne peut s'interpréter comme étant la fonction de réaction de la banque centrale. On retient une réactivité instantanée du taux d'escompte à l'activité, aux prix et à la masse monétaire. Enfin, la cinquième ligne formule l'équation de détermination du taux de change qui fait dépendre celui-ci de ses propres variations, de la masse monétaire et du taux d'escompte.

Le tableau 5 contient les différents coefficients des matrices A_0 et B et leurs statistiques respectives. Les coefficients ont les signes attendus⁸. La pertinence globale des restrictions de sur-identification a été testée en calculant le ratio de vraisemblance qui suit un Chi-deux à 3 degrés de liberté dont la valeur 2.05 indique un risque de 56.20 % de rejeter à tort l'hypothèse d'identification. Le schéma d'identification est en conséquence accepté.

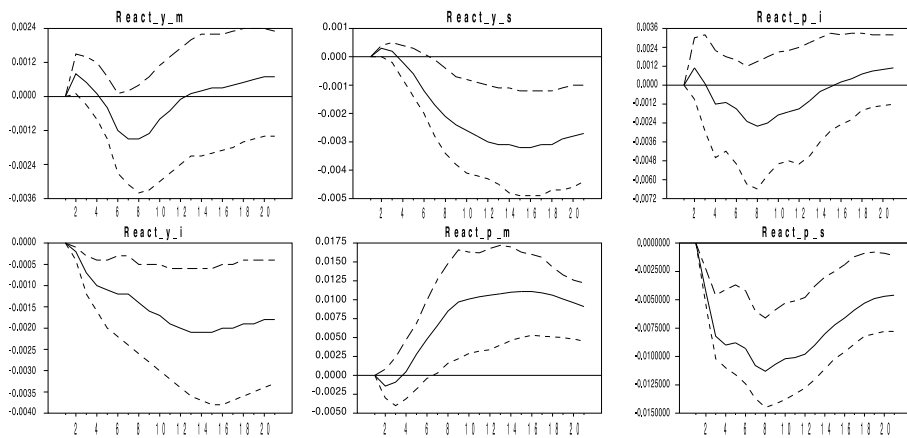
Tableau 5 : Coefficients des matrices A_0 B : restrictions n°1

Parameters	Coefficients	Std-ERROR	T-value
Ao(2,1)	0.0017	0.0010	1.9083
Ao(3,2)	-0.0048	0.0048	-0.0766
Ao(4,1)	-0.3326	0.0822	-4.2412
Ao(4,2)	0.2239	0.1009	2.2881
Ao(4,3)	-0.0327	0.1099	-0.2834
Ao(5,3)	0.2239	0.0065	2.7900
Ao(5,4)	-0.0035	0.0023	-1.3368
B(1,1)	0.0022	0.0003	7.0318
B(2,2)	0.0090	0.0009	6.1150
B(3,3)	0.0444	0.0107	3.5093
B(4,4)	0.6697	0.0679	6.0177
B(5,5)	0.0229	0.0033	7.2651

Les chocs structurels étant identifiés, le VECM est transformé en un processus moyenne mobile par inversion de la forme autorégressive du modèle structurel ($X_t = F^{-1}(L)\mu_t$). Cela permet de calculer et de représenter graphiquement la dynamique des différentes variables endogènes à la suite d'un choc structurel positif d'ampleur équivalente à un écart type. On rappelle que pour l'évaluation de la réaction des variables, il est tenu compte de l'effet d'un seul choc à la fois.

Le graphique suivant rend compte de l'impact des chocs dans un intervalle de confiance égal à 5%. Puisque les résultats de la gestion monétaire de l'économie sont visés, nous choisissons de ne présenter que les fonctions de réponses des variables cibles suite aux innovations de la politique monétaire et de change.

⁸ : L'interprétation économique s'obtient par inversion des signes des coefficients de la matrice A_0 .

Graphique 1: Réponses des variables cibles aux innovations structurelles, modèle de base

Les résultats sont dans l'ensemble conformes aux attentes. Le choc de politique monétaire, sous la forme d'une augmentation du taux d'escompte, se traduit par une détérioration très rapide de l'activité économique et dans une certaine mesure des prix. L'effet est entretenu et accentué dans le temps, mettant ainsi en évidence une certaine sensibilité de l'activité de la CEDEAO aux mesures de la politique monétaire. Par ailleurs, l'appréciation du taux de change est suivie quelques trimestres plus tard par une baisse durable de l'activité et des prix.

La relance monétariste accroît le PIB et davantage l'inflation. Ces résultats sont orthodoxes. Afin de contrôler la stabilité des effets identifiés, deux tests de robustesse ont été menés. Le premier vérifie la robustesse des résultats dans le temps. En suivant Peersman et Smets (2001), le test a consisté ici à régresser et à comparer 7 VECM sur des échantillons de tailles différentes. Mises à part quelques différences de niveau notamment sur le canal de la monnaie et du taux de change, les réponses des variables aux innovations de politiques calculées sur la base des 7 modèles⁹ n'ont révélé aucune divergence dans la nature des réponses. La stabilité des effets des chocs dans le temps est donc avérée (cf annexe 7). Le deuxième test de robustesse a consisté à réestimer les effets en faisant varier les restrictions identifiantes. Nous choisissons de présenter uniquement les résultats issus de combinaisons entre restrictions identifiantes de court et de long terme.

Ainsi, quelques restrictions de long terme couramment utilisées dans la littérature sont combinées avec les hypothèses d'identification de court terme de la section 4.2.1. Il s'agit des hypothèses de la neutralité à long terme de la relance monétariste, du choc de politique monétaire, du choc de taux de change (choc de demande) sur l'activité. Toutes ces restrictions ont été acceptées sur la base des rapports de log-vraisemblances des hypothèses nulles et de hypothèses alternatives. Les probabilités associées aux ratios de vraisemblance sont respectivement de 0.56, 0.30, 0.81.

⁹ : Les 7 VECM ont été estimés sur les périodes allant respectivement de 1981, 1983, 1998 à 2004 et allant de 1980 à 2000, 2001, 2002, 2003.

L'acceptation de la neutralité à long terme de trois chocs sur l'activité est particulièrement importante en terme de politique économique. Elle signifie que les innovations de la politique monétaire et de change parviennent à ajuster les déséquilibres de court terme des variables cibles sans modifier leur trajectoire de long terme. Autrement dit, la politique monétaire est un instrument pertinent pour la stabilisation conjoncturelle de l'économie de CEDEAO.

Le graphique de l'annexe n°8 fournit les réponses impulsionnelles des variables du VECM sous l'influence des innovations du système. Il est construit sur la base de l'hypothèse de neutralité à long terme de la monnaie combinée avec les restrictions de court terme de la section 4.2.1. Les réponses des variables aux innovations du système sont remarquablement proches de celles de l'identification en 4.2.1 (annexe 9).

A ce stade de l'analyse, s'il est tenu compte de l'orthodoxie des effets des chocs et de leur stabilité, le taux d'escompte apparaît comme l'instrument le plus efficace pour la régulation monétaire. On peut alors passer à la détermination de la norme de modulation du taux d'intérêt pour stabiliser au mieux l'économie de la CEDEAO. Pour ce faire, plusieurs règles de Taylor sont soumises à comparaison.

4.2.2 - Comparaison des fonctions de réaction

Dans cette section, les performances des règles de Taylor dans la stabilisation de l'économie sont comparées. Pour permettre au taux d'escompte de réagir aux écarts courants d'activité et aux excès de l'inflation, l'ordre de classement des variables du modèle de base est repris. Selon cet ordre, le secteur réel est considéré comme exogène par rapport au bloc des instruments. Les performances de quatre fonctions de réaction de l'autorité monétaire sont alors comparées. La première fonction de réaction est une règle monétaire à la Taylor (1993), où le taux d'intérêt réagit instantanément aux seuls écarts d'activité et d'inflation. La seconde est la règle de Taylor augmentée du taux de change. Elle symbolise une politique de ciblage du taux de change. La modélisation de cette règle est proche de Taylor (1998) et de Sun (2005). Dans la mesure où les banques centrales des pays étudiés ont poursuivi des missions différentes avec d'un côté une cible de taux de change pour la banque centrale des pays de l'UEMOA, et de l'autre une cible flexible de croissance (objectif de développement) pour les pays de la CEDEAO non membre de l'UEMOA, l'attrait relatif de ces deux règles pour la stabilisation de l'économie régionale est examiné. La troisième fonction de réaction fait dépendre le taux d'escompte de l'ensemble des variables. Cette règle est examinée pour faire échos à la critique de Ball (1999) sur les règles d'instrument qui doivent dépendre de l'ensemble des paramètres et des variables du modèle pour être optimales. Afin d'examiner la pertinence d'un contrôle de la masse monétaire comme mécanisme de stabilisation conjoncturelle, une dernière fonction de réaction a été examinée. Elle fait dépendre les mouvements contemporains du taux d'intérêt aux fluctuations de la masse monétaire de l'activité et des prix. Les identifications ont été faites selon l'équation suivante :

$$B\mu_t = Ao\varepsilon_t \Leftrightarrow \begin{bmatrix} b_1 0000 \\ 0b_2 000 \\ 00b_3 00 \\ 000b_4 0 \\ 0000b_5 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_{pib} \\ \mu_{ipc} \\ \mu_{m2} \\ \mu_{txesc} \\ \mu_{tcer} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & 0 & 0 \\ xx & xx & xx & 1 & xx \\ 0 & a_{52} & a_{53} & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{pib} \\ \varepsilon_{ipc} \\ \varepsilon_{im2} \\ \varepsilon_{txesc} \\ \varepsilon_{tcer} \end{bmatrix}$$

Pour chacune des 4 règles en compétition pour la régulation de l'économie de la CEDEAO, un test d'acceptation de l'hypothèse de sur-identification a été mené. Les tests effectués sont résumés dans le tableau suivant.

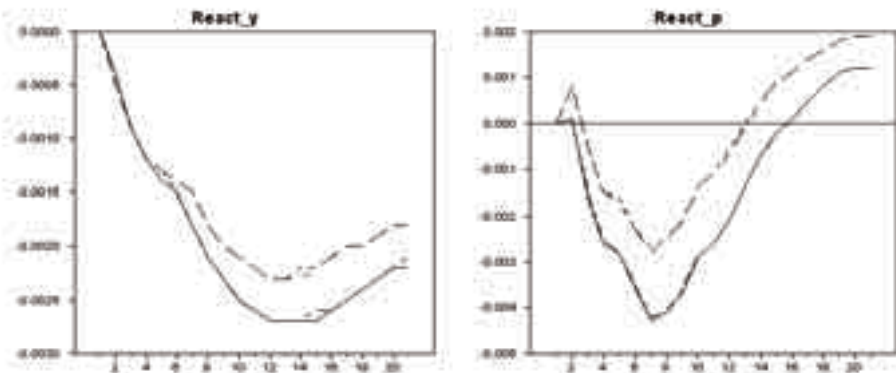
Tableau 6 : Comparaison de règles de politique monétaire

Numéro de la règle	Fonction de réaction	LR-Stat	$\rightarrow \chi^2(df)$	P-value
1	$r_t = f(y_t, \pi_t)$	2.9203	5	0.7213
2	$r_t = f(y_t, \pi_t, s_t)$	5.0579	4	0.2814
3	$r_t = f(y_t, \pi_t, m_t, s_t)$	3.7799	2	0.1511
4	$r_t = f(y_t, \pi_t, m_t)$	4.7747	3	0.1891

Les probabilités associées à chacun des schémas d'identification étant élevées, ils ont tous été acceptés. Le procédé de comparaison retenu est basé sur la visualisation des fonctions de réponses du PIB et de l'indice des prix suite aux chocs de politique monétaire (innovations du taux d'intérêt).

La figure suivante donne les réponses des cibles à l'innovation de la politique monétaire lorsque les 4 fonctions de réaction sont alternativement utilisées pour l'identification des chocs. Le premier diagramme présente les réponses du PIB suites aux innovations de politiques lorsque les quatre règles sont alternativement utilisées comme restrictions dans l'identification des chocs structurels. Le deuxième fournit les réactions de l'indice des prix aux chocs de politiques, suivant les mêmes restrictions.

Graphique 4 : Fonctions de réponses liées aux 4 règles



Les courbes en traits pleins symbolisent les réactions de l'activité et des prix aux innovations de la politique monétaire, lorsque la règle de Taylor simple est utilisée. Les courbes en traits pointillés - presque confondues - retracent les réactions des deux cibles de politique lorsque le taux d'escompte réagit instantanément à l'activité, aux prix et au taux de change (règle 2). Les deux courbes en traits pointillés reflètent les effets du choc de taux d'escompte sur les prix et le PIB lorsque les règles de Taylor augmentées de la masse monétaire sont considérées dans l'identification des chocs. La fonction de réaction de type Taylor simple domine les deux autres règles de Taylor augmentées de la masse monétaire. Il se produit comme une perte d'efficacité lorsque la variable figure parmi les arguments de la fonction de réaction. On peut tenter d'expliquer ce résultat par la faible réactivité de la masse monétaire aux variations du taux d'intérêt. En effet, pendant longtemps plusieurs pays de la région ont utilisé des mesures administratives de régulation de la liquidité des banques.

L'ajustement de la règle de Taylor par le taux de change n'a pas permis d'accroître les performances de celle-ci. Cela signifie que le taux de change a une sensibilité limitée aux modulations des taux d'intérêts. En d'autres termes, la théorie de la parité des taux d'intérêt qui fait dépendre les fluctuations du taux de change aux écarts éventuels entre taux d'intérêt domestique et taux d'intérêt extérieur n'est pas validée par les données. En effet, nous avons tenté d'imposer sans succès la dépendance exclusive du taux de change au taux d'intérêt pour identifier les innovations structurelles.

5 - CONCLUSION

Notre modèle VAR pour la CEDEAO montre que l'économie de la Communauté est soumise aux conditions monétaires et aux taux de change. L'influence est démontrée tant au niveau de la relation de cointégration entre le PIB et les trois variables qu'à travers la dynamique des chocs structurels de politique monétaire et de taux de change. Par ailleurs, la neutralité à long terme de la monnaie et du taux de change ayant été mise en évidence, il apparaît que la politique monétaire et de change peut corriger les déséquilibres temporaires de l'activité et des prix. Il est ressorti de la comparaison des règles de politique monétaire qu'une règle de Taylor originale (Taylor 1993) ou de Taylor augmentée du taux de change stabiliserait mieux le système constitué par le PIB et l'indice des prix à la consommation que les règles de Taylor augmentées de la masse monétaire. Cela s'explique par la faible réactivité de la masse monétaire aux modulations du taux d'escompte. En tenant compte du fait que l'ajustement de la règle de Taylor par le taux de change n'améliore pas la stabilisation des prix et de l'activité, la règle optimale pour la future banque centrale des pays de la CEDEAO devrait être une règle de Taylor simple. Ce résultat milite en faveur de l'adoption d'un régime de change flexible.

REFERENCES

- Addison E. K. Y., M. Opoku-Afari, E. Kiful**, (2005), “Term of trade and real Exchange Rate Shocks and Implications for The West African Monetary Zone”, *Working Paper* n°2005 -12, Bank of Ghana.
- Anderson G.A., Hoffman D.L., Rasche R.H.**, (1998), “A vector error-correction forecasting model of the US economy”, *Working Paper* n°1998-008C, Federal Reserve Bank of St. Louis.
- Anderson R. G., D. Hoffman, R.H. Rasche**, (1998), «A Vector Error-Correction Forecasting Model of the U.S. Economy.», *Working Paper* n°1998-008C, Federal Reserve Bank of St. Louis.
- BCEAO (1995)**, “*Rapports annuels*”, BCEAO.
- BCEAO (1998)**, “*Rapports annuels*”, BCEAO.
- BCEAO (2000)**, “*Rapports annuels*”, BCEAO.
- BCEAO (2002)**, “*Rapport annuel*”, BCEAO.
- Bénassy Q., M. Coupet**, (2003), “On the Adequacy of Monetary Arrangements in Sub-Saharan Africa”, *Working Paper* n° 2003 – 11, CEPPII.
- Central Bank of Nigeria (2000)**, “*Banking Supervision Annual Report*”, 2001, Central Bank of Nigeria.
- Central Bank of Nigeria (2001)**, “*Banking Supervision Annual Report*”, Central Bank of Nigeria.
- Coudert V., B. Mojon**, (1995), “Asymétries financières en Europe et transmission de la politique monétaire”, *Document de travail* n° 95-07, Centre d’Etudes Prospectives et d’Information Internationale.
- Devreux M. B., J. Yetman**, (Non daté), “Price-Setting and Exchange Rate Pass-Through : Theory and Evidence”, *Banque centrale du Canada*.
- Ehrmann M., A. Worms**, (2001), “Interbank lending and monetary policy transmission : evidence for Germany”, *Working Paper* n°73, European Central Bank.
- Elbourne A., R. Salomons**, (2004), “Monetary transmission and equity markets in the EU”, <http://som.rug.nl/>
- Goux J. F.**, (2003), “Conditions monétaires et activité économique dans la Zone euro”, *Working Paper* n° 2003-06, GATE.

Honohan P., S. O'Connell, (1997), "Contracting Monetary Regimes in Africa", *Working Paper* n° 1997-64, International Monetary Fund.

Hungnes H., (2004), "Identifying Structural Breaks in Cointegrated VAR Models", <http://folk.ssb.no/hhu>

Johansen S., R. Mosconi, Nielsen B., (2000), "Cointegration analysis in the presence of structural breaks in the deterministic trend", *Econometrics Journal*, vol. 3, p. 216-249.

Joyeux R., (2002), "How to deal with structural breaks in practical cointegration analysis?", Macquarie University, : rjoyeux@efs.mq.edu.au

Kim S., (2001), "International transmission of the US monetary policy shocks : evidence from VAR's", *Journal of Monetary Economics*, 48, p. 339-372.

Kim S., Roubini N., (2000), "Exchange rate anomalies in the industrial countries : a solution with a structural VAR approach", *Journal of Monetary Economics*, 45(3), p. 561-586.

Lardic S., Mignon V., (2002), *Econométrie des séries temporelles macroéconomiques et financières*, Economica.

Masson P., Patillo C., (2001), "L'union monétaire en Afrique de l'Ouest (CEDEAO) : Est-elle réalisable et quelle forme peut-elle prendre?", *Étude spéciale* n° 204, Fonds Monétaire International.

Mojon B., G. Peersman, (2001), "A VAR description of the effects of monetary policy in the individual countries of the euro area", *Working Paper* n°92, European Central Bank.

Nbukpo K., (2003), "L'efficacité de la politique monétaire de la Banque Central des Etats d'Afrique de l'Ouest depuis la libéralisation de 1989".

Ogunkola O., (2005), "*An evaluation of the viability of a single monetary Zone in ECOWAS*", Research Paper n°147, African Economic Research Consortium.

Peersman G., F. Smets, (2001), "The monetary transmission mechanism in the euro area : more evidence from VAR analysis", *Working Paper* n°91, European Central Bank.

Taylor (1998), "The robustness and efficiency of monetary policy rules as guidelines for interest rate stting by the european central bank", *Conference on monetary Policy Rules*, Stockholm, June 12-13, 1998, Sveriges Riksbank and IIES.

Taylor, (1993), "Discretion versus policy rules in practice", Carnegie-Rochester Conference *Series on Public Policy*, n°39(1993) 195-214, Carnegie-Rochester Conference.

Ténoù K., (2002), "la règle de Taylor : un exemple de règle de politique monétaire appliquée au cas de la BCEAO", *Note d'Information Statistique* n°529-mars 2002, BCEAO

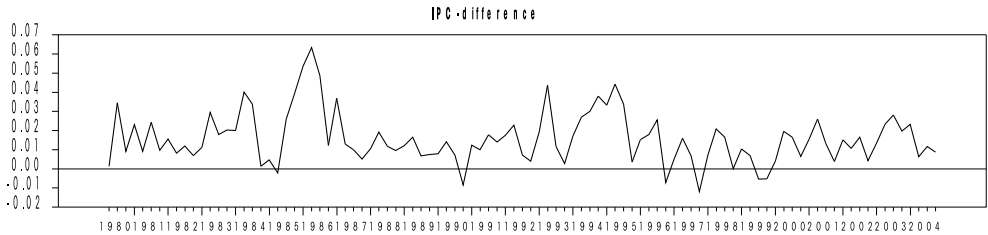
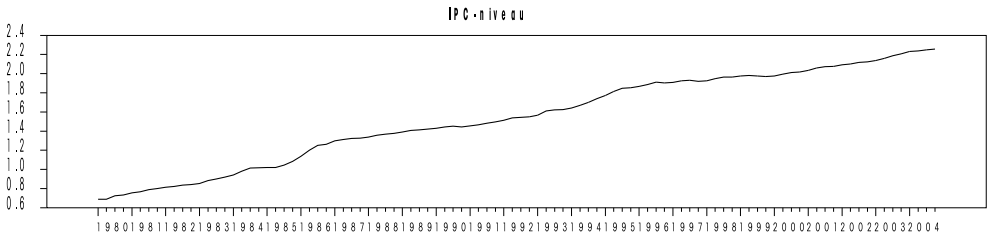
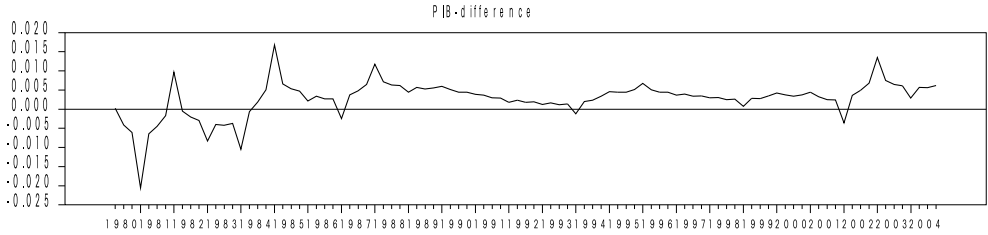
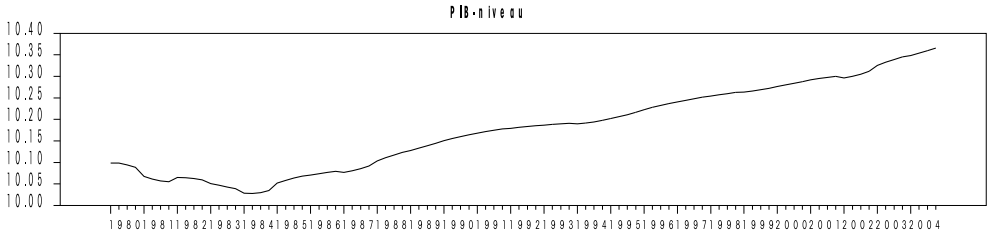
Vanels P., A. Locarno, J. Morgan, J. P. Villetelle, (2001), "Monetary policy transmission in the euro area: what do aggregate and national structural models tell us?", *Working Paper* n° 94, European Central Bank.

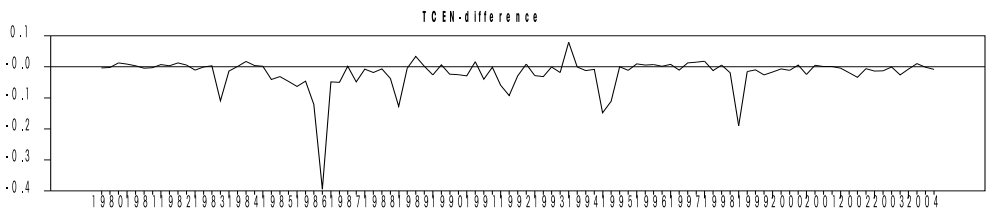
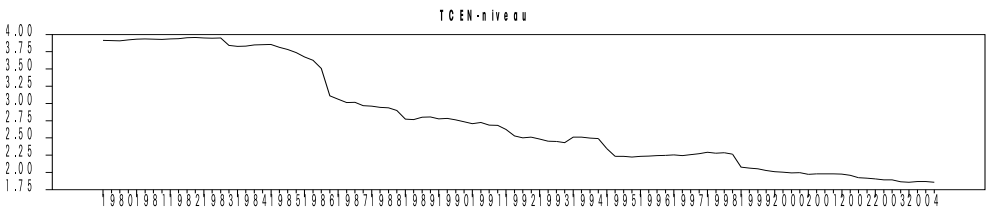
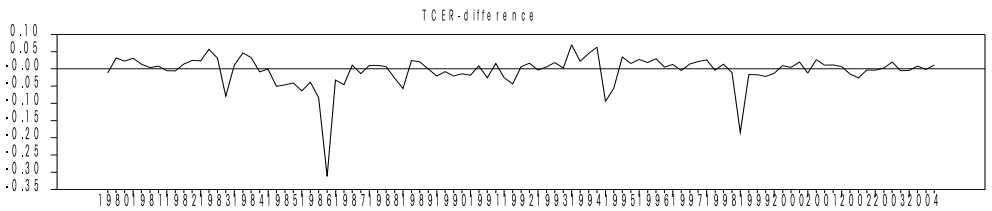
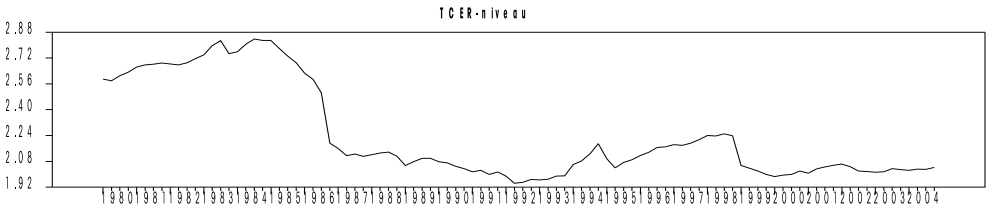
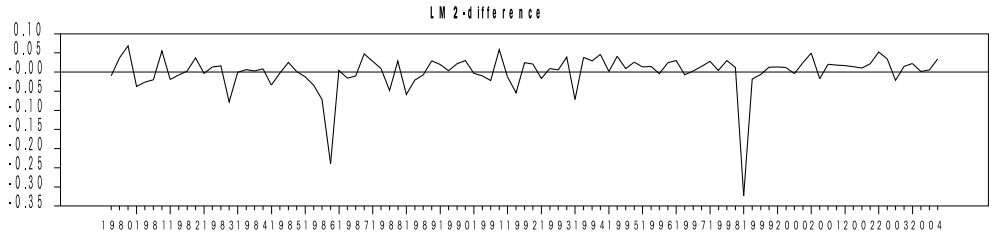
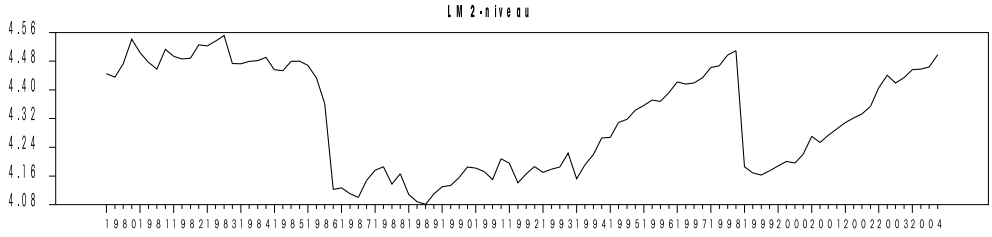
ANNEXES

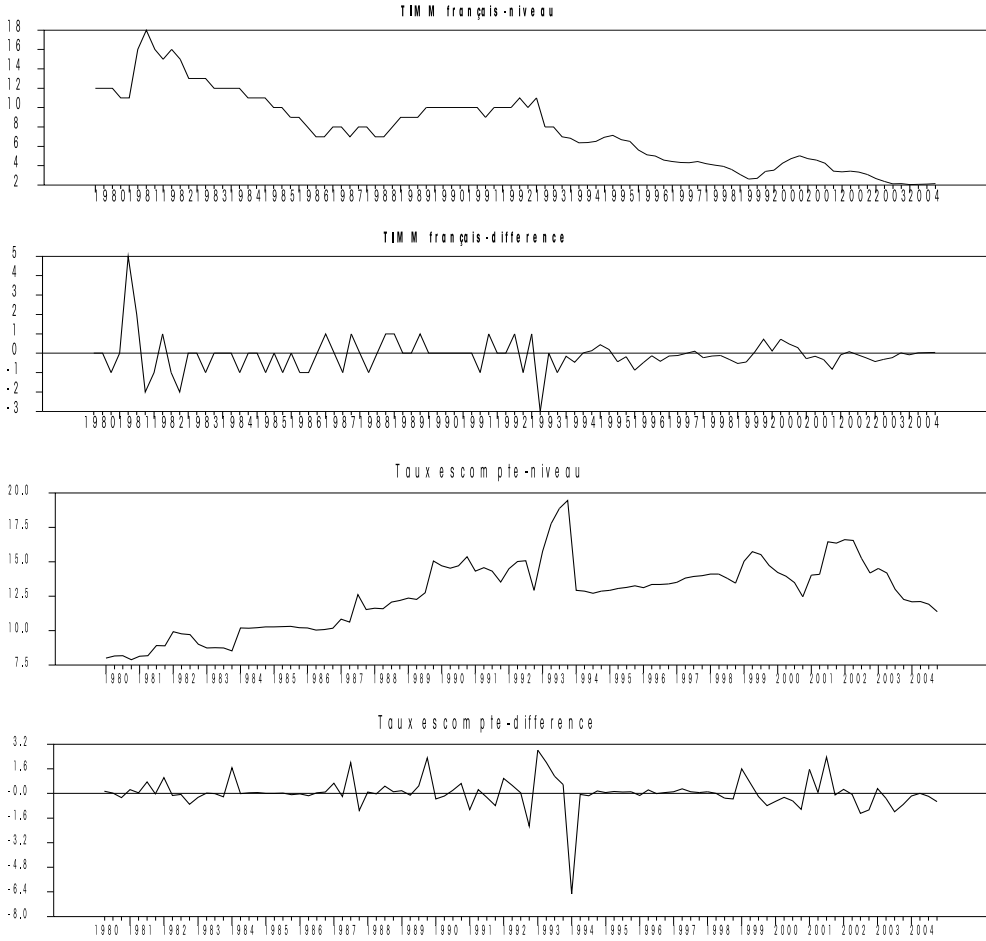
Annexe 1 : Principe d'agrégation des séries

- L'activité économique : Elle est représentée dans le VAR par le PIB réel. En l'absence d'observations infra-annuelles sur le PIB réel et même sur l'indice de la production industrielle, nous avons dû trimestrialiser les séries du PIB en recourant à la formule d'interpolation proposée par Goldstein et Khan (1976). Elle est exposée à l'annexe 11.
- L'indice des prix à la consommation : Il est calculé à partir de l'indice trimestriel des prix à la consommation (IPC), pondéré par les PIB des pays. La série ainsi obtenue est corrigée des variations saisonnières.
- Le taux d'intérêt nominal : Il représente l'un des instruments de la politique monétaire. Le taux considéré est le taux d'escompte. Il est calculé comme une moyenne pondérée par les crédits intérieurs (domestic credit) des pays, poids préféré au PIB car, plus en relation avec le taux d'intérêt. En effet dans les pays sous étude, repartis en deux blocs, le crédit intérieur de l'UEMOA est plus important que celui de la ZMAO qui concentre pourtant une fraction importante du PIB de la CEDEAO. Une pondération PIB comme cela s'est fait dans les études similaires portant sur la Zone euro (Sibi (2001), Goux (2003)) attribuerait ici à tort l'évolution des taux au pays de la ZMAO.
- le taux de change : La mesure retenue pour le taux de change est le taux de change effectif réel. Il est calculé comme une moyenne pondérée des taux de change des pays appartenant à l'échantillon. La pondération retenue ici est le volume du commerce international, mesuré par la somme des importations et des exportations de biens et services. Le taux de change ainsi calculé reproduit la valeur relative de la monnaie domestique par rapport au panier de monnaies de pays partenaires. La méthodologie suivie est celle du FMI (1999). Une hausse de l'indice du taux de change effectif réel (appréciation du taux) indique une perte de compétitivité, alors qu'une baisse (dépréciation du taux) indique un gain de compétitivité.
- la masse monétaire : L'agrégat monétaire utilisé est la masse monétaire au sens large (M2), corrigée des variations saisonnières.

Annexe 2 : Représentation graphique des séries







ANNEXE 3 : Tests de détection de la présence de racine unitaire dans les séries

	variables	D	t-statistique	valeur critique (5%)	Significativité	test	Conclusion
Inflation	p	0	-1,88018	-3,76	NS	Modèle A de PERRON	I(1)
		0	-2,65017	-3,95	NS	Modèle B de PERRON	
		0	-1,91279	-4,24	NS	Modèle C de PERRON	
	dp	0	-6,22102	-3,76	S	Modèle A de PERRON	
		0	-6,17349	-3,95	S	Modèle B de PERRON	
		0	-6,20296	-4,24	S	Modèle C de PERRON	
9?-	y	a+bt	-4,487321	-3,45	S	ADF1	I(1)
	y-trend	0	-3,890559	-1,95	;	ADF3	
intérêt	i	0	-2,966808	-3,76	NS	Modèle A de PERRON	I(1)
		0	-3,891900	-3,95	NS	Modèle B de PERRON	
		0	-3,957474	-4,24	NS	Modèle C de PERRON	
	di	0	-10,04733	-1,95	S	ADF3	
change	dtcer	0	-7,15381	-1,95	S	ADF3	I(1)
masse monétaire	dm	0	-9,03573	-1,95	S	ADF3	I(1)

Annexe 4 : Tests de détection de dates de rupture (Chow forecast test : bootstrapped p-values (100 repl.))**Annexe 5 : Choix du lag optimal**

optimal number of lags (searched up to 10 lags of levels)	Lag
Akaike Info Criterion	8
Hannan-Quinn Criterion	1
Akaike Info Criterion	8

Annexe 6 : Tests ARCH(4) et LM avec 16 lags

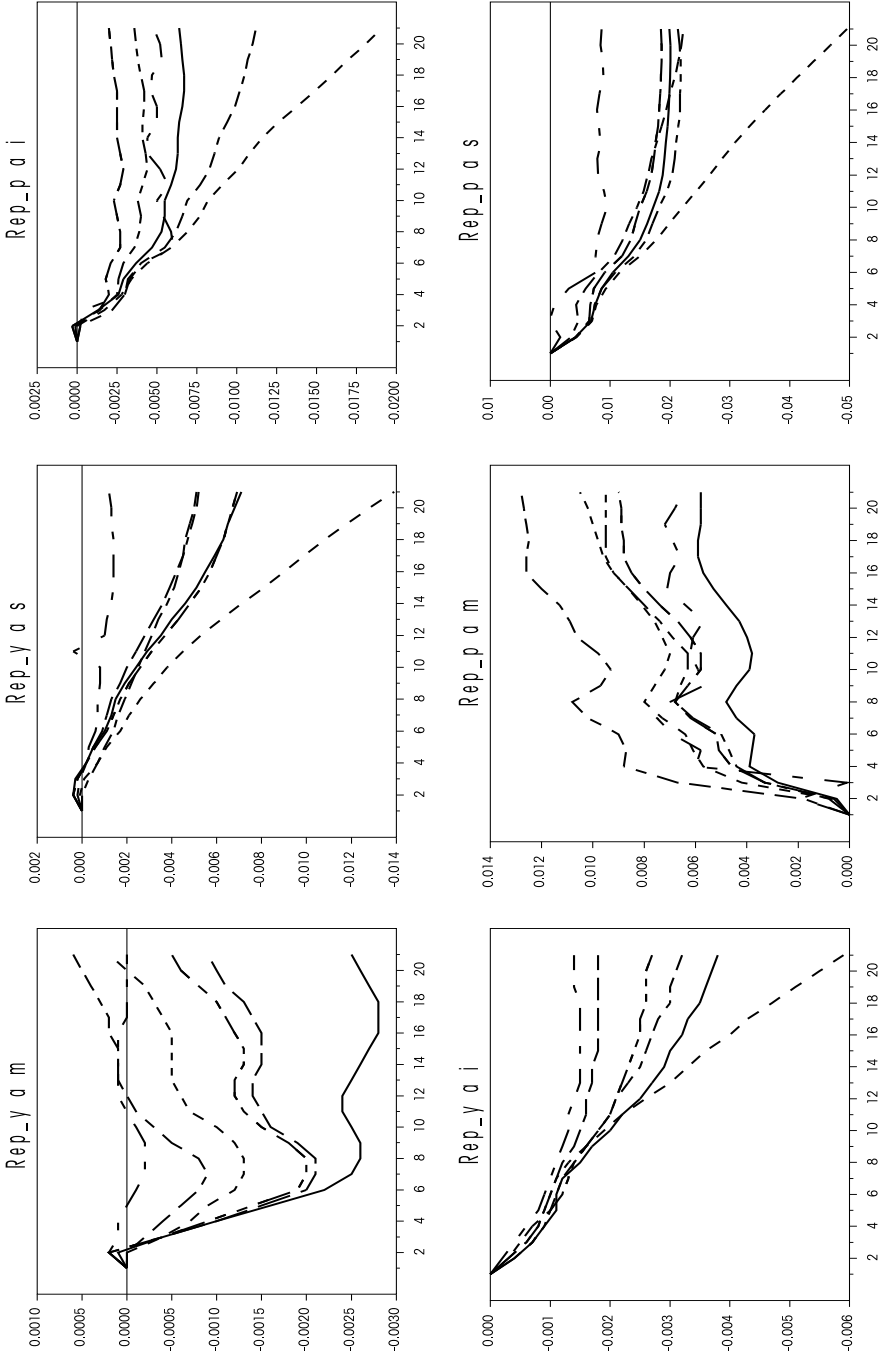
Tests LM avec 16 lags

variable	Teststat	p-Value(Chi ²)	F stat	p-Value(F)
u1	20.1895	0.2118	1.6950	0.0715
u2	15.6517	0.4775	1.2199	0.2792
u3	1.1082	1.0000	0.0702	1.0000
u4	12.0848	0.8917	0.8917	0.8917
u5	3.4483	0.9991	0.9991	0.9991

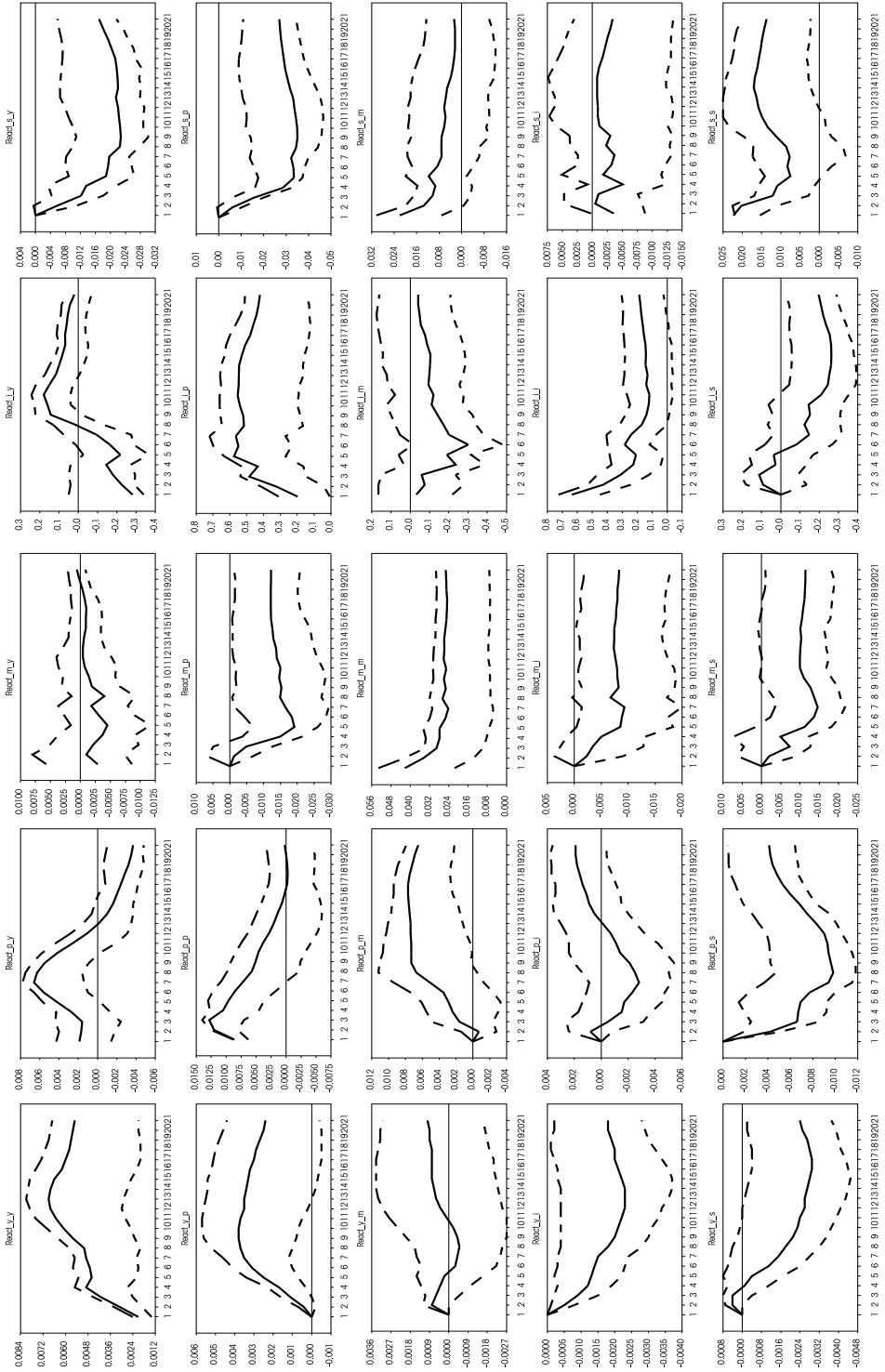
MULTIVARIATE ARCH TEST avec 4 lags

VARCHLM test statistic (900.0000)	964.0578
p-value(chi ²)	0.1856

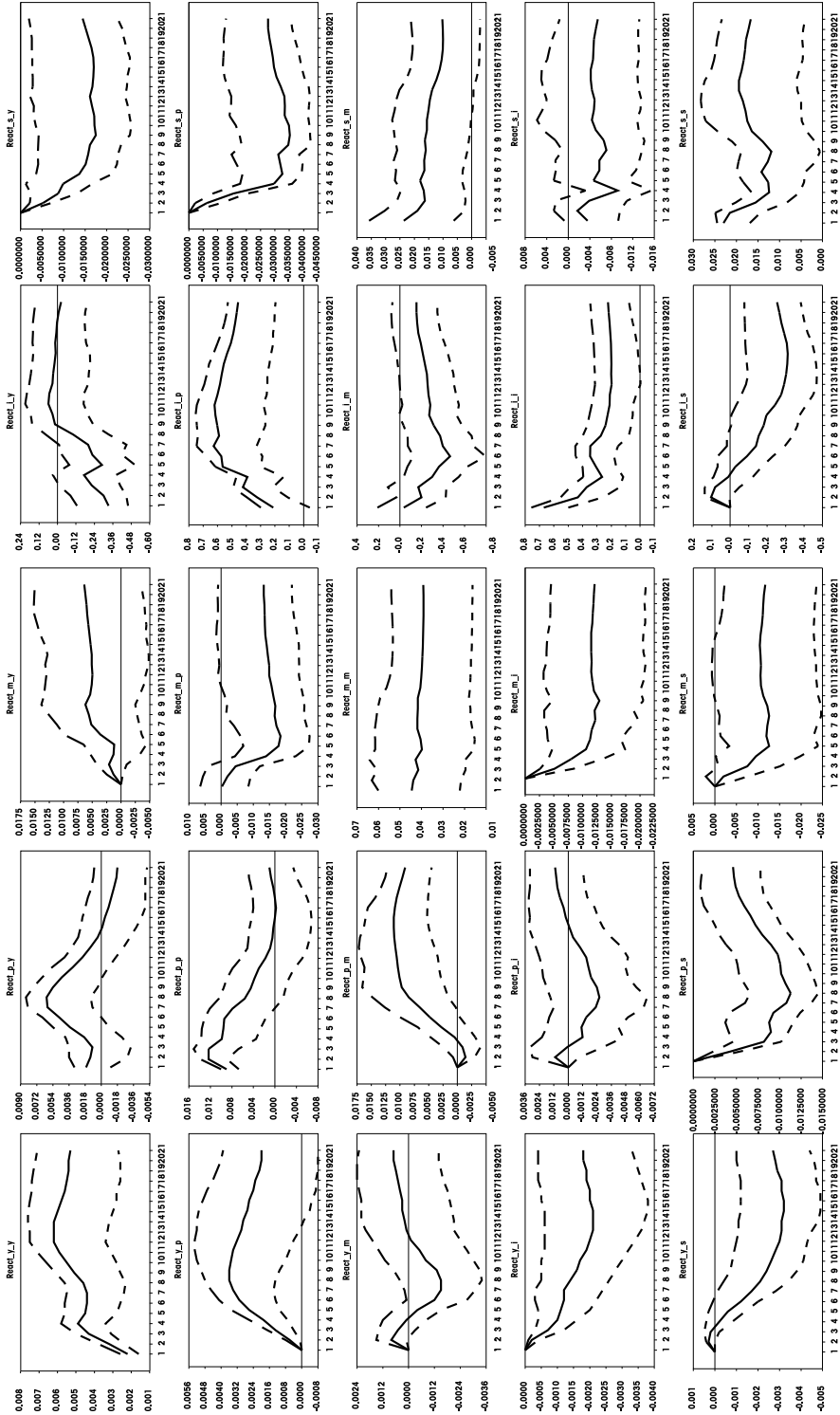
Annexe 7 : Analyse de la robustesse dans le temps



Annexe 8 : identification avec restriction de court et long terme



Annexe 9 : Identification avec 2 avec restrictions sur les coefficients non significatifs du VECM (fichiers irfbecao2.PRG)



Annexe 10 : Restrictions d'identification de long terme combinées avec les restrictions de court terme en 3.2.1

Restrictions de nullité	LR stat	df	P-value
ε_m	2.9574	4	0.5650
ε_i	1.6096	4	0.8071
ε_s	4.8696	4	0.3014

Annexe 11 : Procédure de Goldstein et Khan d'interpolation de données trimestrielles à partir de données annuelles

Goldstein et Khan (1976) proposent une méthode d'interpolation de données trimestrielles à partir de données annuelles. Cette méthode est la suivante :

Si x_{t-1} , x_t et x_{t+1} sont trois observations annuelles consécutives d'une variable de flux $x(s)$, la fonction quadratique passant par ces trois points est telle que :

$$\int_0^1 (as^2 + bs + c) ds = x_{t-1}$$

$$\int_1^2 (as^2 + bs + c) ds = x_t$$

$$\int_2^3 (as^2 + bs + c) ds = x_{t+1}$$

En intégrant et en résolvant le système d'équation en a , b , et c , on obtient :

$$a = 0.5x_{t-1} - 1.0x_t + 0.5x_{t+1}$$

$$b = -2.0x_{t-1} + 3.0x_t - 1.0x_{t+1}$$

$$c = 1.833x_{t-1} - 1.166x_t + 0.333x_{t+1}$$

En conséquence, les données trimestrielles, pour toute année, peuvent être interpolées par :

$$T_1 = \int_1^{1.25} (as^2 + bs + s) ds = 0.0545x_{t-1} + 0.2346x_t - 0.0392x_{t+1}$$

$$T_2 = \int_{1.25}^{1.50} (as^2 + bs + s) ds = 0.0079x_{t-1} + 0.2655x_t - 0.0234x_{t+1}$$

$$T_3 = \int_{1.50}^{1.75} (as^2 + bs + s) ds = -0.0234x_{t-1} + 0.2655x_t + 0.0078x_{t+1}$$

$$T_4 = \int_{1.75}^2 (as^2 + bs + s) ds = -0.039x_{t-1} + 0.2343x_t + 0.0547x_{t+1}$$

REMARQUE :

1. La multiplication par 4 de chaque observation permet d'obtenir les séries trimestrielles au rythme annuel.
2. En comparant les nouvelles séries obtenues aux séries observées, l'erreur relative se situe en moyenne autour de 2%.

LE MODELE DE MUNDELL-FLEMING DANS UN REGIME DE TAUX DE CHANGE FIXE : THEORIE ET APPLICATION AU TOGO

*Delali Accolley**

Résumé

Cet article explore le modèle de Mundell –Fleming dans un régime de taux de change fixe. Ledit modèle suppose un équilibre simultané sur le marché des produits, de la monnaie et des changes. Nous nous sommes intéressés au cas du Togo pour étudier l'existence d'une relation d'équilibre de long-terme sur ces trois marchés au cours de la période 1983 - 2004. Les études indiquent l'absence de cointégration entre les variables macroéconomiques mises en relation. Le marché des changes, principalement, est en déséquilibre dû au fait que le facteur risque-pays n'évolue pas en fonction de ses déterminants. Une solution pour remédier à cette distorsion semble être une baisse du taux directeur de la BCEAO.**

Abstract

This article explores the Mundell-Fleming model with a fixed exchange rate. The afore-mentioned model supposes a simultaneous equilibrium in the goods, money, and currency exchange markets. We have been interested in the case of Togo to study the existence of a long-run equilibrium relationship in these three markets over the time period 1983 - 2004. The studies point out the absence of cointegration between the macroeconomic variables put into relationship. Mainly, the currency exchange market is in disequilibrium due to the fact that the country-risk factor does not change according to its determinants. A solution to remedy this distortion seems to be a decrease in the base rate of BCEAO.

JEL Classification numbers : C01, E61, F21, F31

* Université Laval, courriel : accolleyd@excite.com

** Merci à MM. Elliot Dovi-Sodémékou & Frédéric Dabla d'avoir mis à ma disposition les ressources de la BCEAO. Les suggestions de M. Laté Agbodéka Lawson et des membres du CERNIS ont été appréciées. Les opinions ici exprimées sont celles de l'auteur et non celles de la Banque Centrale.



1- INTRODUCTION

Le modèle de Mundell-Fleming fut développé au début des années 1960 par les Economistes Robert Mundell et Marcus Fleming. Il est une extension à une économie ouverte du célèbre modèle d'équilibre macroéconomique Keynésien : le schéma IS-LM, proposé en 1937 par Richard Hicks et Alvin Hansen. Le modèle de Mundell-Fleming traite de l'équilibre simultané sur le marché des biens et services et ceux de la monnaie et des changes. Aussi permet-il l'analyse, sous différents régimes de taux de change, des impacts de mesures alternatives de politique macroéconomique sur la production d'un pays, ses taux d'intérêts et de change.

Cet article expose, à la Section 2, le modèle traditionnel de Mundell-Fleming dans une économie opérant dans un système de taux de change fixe et y ajoute l'extension d'Ortiz & Rodriguez (2002) qui relaxe la condition de parité d'intérêt gouvernant l'équilibre sur le marché des changes en y introduisant le facteur risque pays. Les effets de diverses décisions de politique macroéconomique – par exemple dévaluation, expansion budgétaire – sur l'activité économique quand le taux de change est fixé seront développés à la Section 3. A la Section 4, le présent papier se propose d'effectuer une analyse économétrique des données de l'économie togolaise à la lumière des explications et prédictions du modèle de Mundell-Fleming dans un régime de taux de change fixe. De par ses hypothèses et le régime de change en vigueur au Togo – la monnaie au Togo, le Franc CFA, est arrimé à l'Euro – ce modèle se prête bien aux réalités du pays. Le but des investigations empiriques entreprises est alors, à travers l'estimation des différentes relations fonctionnelles suggérées par ledit modèle, de déceler les liens réels entre les variables macroéconomiques d'intérêt au Togo. Un diagnostic de l'économie togolaise est, ce faisant, effectué en portant l'attention sur les signes et la significativité statistique des coefficients estimés ainsi qu'à l'analyse de l'existence de relations cointégrantes, i.e., de relations d'équilibre de long terme, entre les variables d'intérêt. A ce jour, il n'existe dans la littérature aucune étude antérieure du genre portant sur l'économie du Togo. Ce papier pave donc la voie aux futures études dans ce domaine. La Section 5 propose des recommandations de politiques économiques suggérées par les évidences issues des investigations empiriques.

2 - LE CADRE ANALYTIQUE DU MODELE DE MUNDELL-FLEMING DANS UN REGIME DE TAUX DE CHANGE FIXE

Le Modèle de Mundell-Fleming suppose une parfaite mobilité des capitaux¹ et une anticipation statique du taux de change futur de la part des investisseurs (Romer, 2001, pp. 226-30). Il reprend les hypothèses Keynésiennes de rigidité à la baisse des prix et salaires et d'éventualité d'équilibre de sous-emploi des facteurs de production² dû à une insuffisance de la demande globale de biens et services.

L'équilibre sur le marché des produits résulte de l'égalité de l'offre globale et de demande globale de biens et services. Théoriquement, toute variation de la demande globale de produits, suite à une mesure de politique économique ou à un choc extérieur, affectera la quantité offerte de biens et services par les producteurs togolais puisque l'économie n'est pas encore à son niveau de plein emploi des facteurs de production. Les déterminants de la demande globale de production intérieure, l'équilibre sur le marché des produits ainsi que l'équilibre sur le marché des devises dans une économie ouverte avec taux de change fixe sont discutés dans cette section.

2.1 - L'équilibre sur le Marché des Biens et Services

La demande globale de production intérieure de biens et services (AD) dans une économie ouverte peut être décomposée en : demande de consommation des ménages (C), demande d'investissement des entreprises (I), demande d'achats publics de l'Etat (G), et demande d'exportation nette, i.e. exportations diminuées des importations (NX), (voir, par exemple, Krugman & Obstfeld, 2003, p. 496-500). Ceci donne lieu à la relation [2.1].

$$AD=C+I+G+NX \quad [2.1]$$

La demande de consommation de biens et services par les ménages (C) est fonction de leur revenu disponible, i.e. revenu brut (Y) moins taxes (T), et du taux d'intérêt réel (r) qui est égal au taux d'intérêt nominal (i) diminué du taux d'inflation anticipé (π^e). Une augmentation du revenu des ménages entraînera une augmentation moins que proportionnelle de leur consommation alors qu'une augmentation du taux d'intérêt réel aura un effet inverse sur leur consommation.

$$C = C(Y - T, i - \pi^e), \quad 0 < \frac{\partial C}{\partial Y} < 1, \quad \frac{\partial C}{\partial T} < 0, \quad \frac{\partial C}{\partial i} < 0 \quad [2.2]$$

La théorie économique suggère une relation positive entre la demande de biens capitaux par les entreprises et le niveau de la production domestique et une relation négative entre la même demande de biens capitaux et le taux d'intérêt réel.

1 : L'hypothèse de mobilité parfaite des capitaux ne paraît pas irréaliste dans le cas du Togo au vu des avantages et incitations à l'investissement contenus dans la loi 89-14 du 16 Septembre 1989 portant statut de Zone franche de transformation pour l'exportation et dans la loi 89-22 du 31 Octobre 1989 portant code des investissements. Les accords régionaux au sein de la Communauté Economique des Etats de l'Afrique de l'Ouest (CEDEAO) et du Conseil de l'Entente militent également en faveur de cette hypothèse.

2 : Le sous-emploi permanent des facteurs de production (travail et terre en l'occurrence) est une réalité dans les économies en développement.

$$I = I(Y, i - \pi^e), \quad \frac{\partial I}{\partial Y} < 0, \quad \frac{\partial I}{\partial r} < 0 \quad [2.3]$$

La demande nette d'exportation est expliquée par le revenu et le taux de change³. D'après les relations [2.2] et [2.3], un accroissement du revenu induit un accroissement de la demande des biens de consommation finale et des biens capitaux ; certains de ces biens sont manufacturés et importés de l'étranger. On déduit donc une relation positive entre revenu et demande d'importation. Donc, lorsque le revenu croît, toutes choses égales par ailleurs, la balance commerciale se détériore. Quant au taux de change, on sait que le Franc CFA est arimé à l'Euro⁴, on s'accorde aussi sur le fait que les flottements de l'Euro par rapport aux autres devises (Dollar américain, Dollar canadien, Livre Sterling, Yen, &c) entraînent des fluctuations du Franc CFA par rapport à ces dernières. Etant donné que les relations commerciales considérées dans ce modèle économique sont à l'échelle mondiale et non des relations bilatérales ou multilatérales avec des pays de l'UE ou de la Zone Franc⁵, on considérera plutôt le taux de change effectif (*RE*) du Franc CFA au lieu du taux de change fixe Euro – Franc CFA dans l'analyse de la relation fonctionnelle entre la demande nette d'exportation et le taux de change. Que se passe-t-il donc lorsque le taux de change effectif de la devise togolaise augmente, toutes les autres choses étant égales ? Cela, théoriquement, n'affectera pas les échanges commerciaux du pays avec les autres pays de la Zone Franc et les pays de l'UE – sauf en cas de dévaluation. S'agissant des autres partenaires commerciaux du pays, une dépréciation du Franc CFA, i.e. une hausse de son taux de change effectif, entamera la compétitivité des producteurs étrangers (UE et Etats membres de la Zone Franc exclus) et favorisera les exportations de produits togolais. Cette dépréciation renchérra le prix de produits provenant de certains pays et fera baisser le volume des importations. Tout compte fait, l'effet net d'une dépréciation du Franc CFA sur la demande nette d'exportation sera positif.

$$NX = NX(Y, RE), \quad \frac{\partial NX}{\partial Y} < 0, \quad \frac{\partial NX}{\partial RE} > 0 \quad [2.4]$$

Les dépenses publiques et les revenus fiscaux planifiées par l'Etat sont considérées comme exogènes, c'est-à-dire déterminées en dehors de ce modèle.

La prise en compte des trois (3) relations précédentes donne lieu à une réécriture de la demande globale (relation [2.1]).

$$AD = C(Y - T, i - \pi^e) + I(Y, i - \pi^e) + G + NX(Y, RE) \quad [2.5]$$

$$0 < \frac{\partial AD}{\partial Y} < 1, \quad \frac{\partial AD}{\partial i} < 0, \quad \frac{\partial AD}{\partial \pi^e} > 0, \quad \frac{\partial AD}{\partial T} < 0, \quad \frac{\partial AD}{\partial RE} > 0$$

3 : Le taux de change est ici défini comme étant une unité de devise étrangère en termes de monnaie nationale (cotation à l'incertain).

4 : 1€ = 655.957 FCFA. Avant l'introduction de l'Euro en 1999, le Franc CFA était rattaché au Franc Français ; 1 FF = 100 FCFA après la dévaluation de 1994.

5 : Le Franc CFA est aussi utilisé dans 14 autres pays d'Afrique appelés pays de la Zone Franc. La Zone Franc comprend les Îles Comores, les Etats membres de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africain (UEMOA) : Bénin, Burkina-Faso, Côte d'Ivoire, Guinée-Bissau, Mali, Niger, Sénégal et Togo, les pays de la Communauté Economique et Monétaire de l'Afrique Centrale (CEMAC) : Cameroun, République du Congo, Gabon, Guinée Equatoriale, République Centrafricaine, et Tchad.

L'équilibre sur le marché des produits requiert l'égalité de l'offre globale et de la demande globale de biens et services.

$$AS = Y = AD(Y, i = \pi^e, RE, T, G^e) \quad [2.6]$$

Lorsque qu'il y a équilibre sur le marché des biens et services, toute augmentation du taux de change effectif due à une dépréciation de la devise nationale ou à une dévaluation aura un impact positif sur la production intérieure réelle du Togo comme l'indique la relation [2.7].

$$\frac{\partial Y}{\partial RE} = \frac{\frac{\partial AD}{\partial RE}}{1 - \frac{\partial AD}{\partial Y}} > 0 \quad [2.7]$$

2.2 - L'équilibre sur le Marché de la Monnaie et des Changes

Selon Keynes, les agents économiques demandent de la monnaie pour des motifs de transaction, précaution et spéculation. La demande réelle d'encaisses monétaires à des fins de transaction et précaution croît avec le niveau de la production intérieure réelle alors que la demande de monnaie pour motif de spéculation encore appelée préférence pour la liquidité dépend de façon inverse du taux d'intérêt nominal ; d'où la relation [2.8]

$$L = L(Y, i), \quad \frac{\partial L}{\partial Y} > 0, \quad \frac{\partial L}{\partial i} < 0 \quad [2.8]$$

Etant donné que le modèle de Mundell-Fleming suppose qu'il n'y a aucune barrière à la mobilité des capitaux, le marché des changes Euro - Franc CFA ne peut, en théorie, rester en équilibre que si le taux directeur de la Banque Centrale au Togo (BCEAO) est égal à celui de la Banque Centrale Européenne (BCE), i^* : condition de parité d'intérêt.

$$i = i^* \quad [2.9]$$

Tout différentiel dans les deux taux d'intérêt occasionnerait, en théorie, une fuite de capitaux vers le pays ou l'espace économique où le taux de rendement est le plus élevé, ce qui affecterait la parité Euro - Franc CFA. Pour défendre la parité du Franc, la BCEAO doit donc toujours fixer et ajuster son objectif de masse monétaire réelle au Togo de sorte que le taux d'intérêt d'équilibre sur le marché de la monnaie soit égal au taux directeur de la BCE. La condition d'équilibre sur le marché de la monnaie et des changes est donc :

$$\frac{M^s}{P} = L(Y, i^*) \quad [2.10]$$

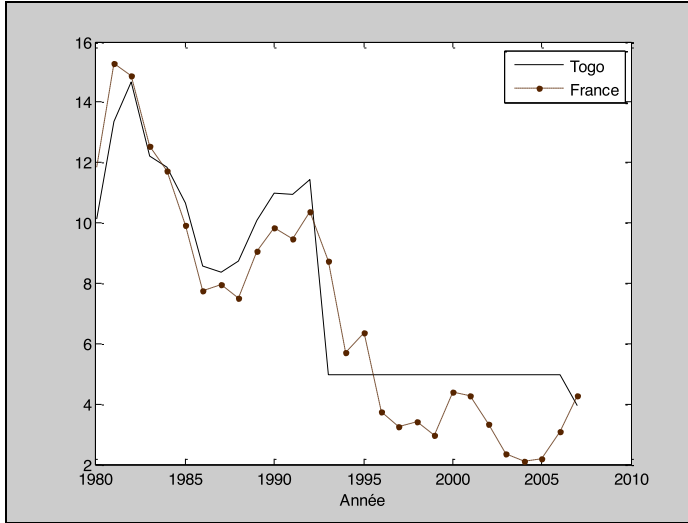


Figure 2.1 : Taux d'intérêt sur le Marché Monétaire, Togo & France, 1980-2007
Sources : IMF IFS

Dans la réalité, il a toujours existé un différentiel entre le taux d'intérêt de la BCEAO et le taux directeur de la Banque de France puis plus récemment celui de la BCE. La Figure 2.1 ci-dessous représente ces deux taux sur la période 1980-2007.

Bien que le taux d'intérêt soit plus élevé au Togo (ou dans la Zone UEMOA) que dans l'UE au cours de ces dernières années, on constate que les investisseurs européens ne substituent pas en masse, dans leurs portefeuilles, les obligations ou autres actifs financiers togolais aux dépôts à terme non liquides et obligations des gouvernements européens. Cette situation pourrait s'expliquer par le fait qu'acquérir des actifs financiers dans la Zone UEMOA, pour un opérateur européen, représente un risque étant donné les déficits dans les budgets des Etats de l'UEMOA, le niveau des avoirs extérieurs des banques (centrales et commerciales) de cette Zone, et des facteurs qualitatifs tels que la stabilité politique du pays. Dans ces conditions, la BCEAO maintient un différentiel positif, appelé prime risque entre son taux directeur et celui de la BCE. La prime risque croît avec le déficit du secteur public (D) et baisse quand les réserves internationales augmentent (Ortiz & Rodriguez, 2002).

$$i = i^* + \rho(D, R), \quad \frac{\partial \rho}{\partial D} > 0, \quad \frac{\partial \rho}{\partial R} < 0 \quad [2.11]$$

La relation [2.12] donne les conditions d'équilibre sur le marché des actifs (monnaie et changes) lorsque les obligations nationales ne sont pas substituables aux obligations étrangères.

$$\frac{M^s}{P} = L[Y, i^* + \rho(D, R)] \quad [2.12]$$

2.3 - L'équilibre Simultané sur le Marché des Produits et des Actifs

Le graphique à 5 dimensions ci-dessous représente l'équilibre simultané dans le court terme sur les marchés de produits, de la monnaie et des devises.

Vu que les échanges avec l'UE représentent une part importante du commerce extérieur du Togo, on peut supposer le taux de change effectif du Togo comme fonction du taux de change Euro – Franc CFA : une dévaluation du franc entraînera, ceteris paribus, une dépréciation du taux de change effectif du Franc CFA au Togo. Dans le court terme, pour un taux de change fixé à le taux de change effectif s'établit à (quadrant 1). Ce niveau de taux de change effectif déterminera la valeur des exportations nettes et la production intérieure réelle d'équilibre au Togo, toutes les autres choses étant égales (quadrant 2). Etant donné les niveaux de la production intérieure et des prix (quadrant 3), la BCEAO fixera son objectif de masse monétaire (offre de monnaie) de façon à ce que le taux d'intérêt lorsque le marché de monnaie est en équilibre (quadrant 4) corresponde au taux d'intérêt de la BCE plus la prime de risque.

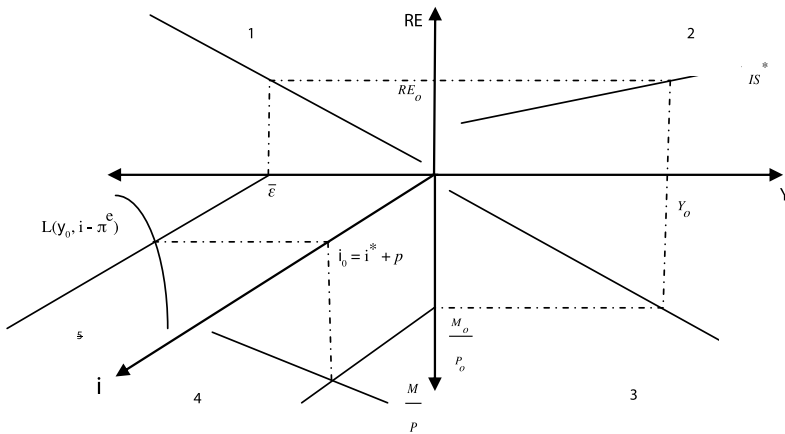


Figure 2.2 : Schéma Récapitulatif de l'Equilibre Simultanément sur les Marchés dans un Régime de Taux de Change Fixe

3 - EFFETS DES POLITIQUES MACROECONOMIQUES SUR L'ACTIVITE ECONOMIQUE DANS UN SYSTEME DE TAUX DE CHANGE FIXE

Cette section discute des impacts théoriques des politiques monétaires, budgétaires et de la dévaluation sur les variables macroéconomiques au Togo. Les analyses se feront en acceptant qu'il n'y a pas encore plein-emploi des facteurs de production au Togo. En conséquence, on exclura des discussions l'éventualité d'une pression à la hausse des prix qui serait liée à une incapacité des entreprises togolaises à augmenter leur production de biens et services pour faire face à une augmentation de la demande globale causée par une de politique économique.

3.1 - Politique Monétaire

Deux points de vues sont ici présentées : la prédiction du modèle traditionnel de Mundell-Fleming dans un régime de taux de change fixe et l'extension de d'Ortiz & Rodriguez (2002) intégrant au dit modèle le facteur risque-pays.

Dans un régime de change fixe, la politique monétaire est entièrement vouée à la défense de la parité de la monnaie nationale⁶. Cette défense de la parité se fait, étant donné le niveau de la production intérieure, à travers l'ajustement de l'offre de monnaie à la demande de monnaie de sorte que l'équilibre sur le marché monétaire aille de pair avec celui sur le marché des changes. L'Etat ne pourrait donc utiliser les instruments de la politique monétaire pour combattre le chômage ou l'inflation (Mankiw, 2003, p. 384-5, Krugman & Obstfeld, 2001, pp. 561-2, Ortiz & Rodriguez, 2002, p. 332).

Par contre, Ortiz & Rodriguez (2002), en intégrant le facteur risque-pays au modèle de Mundell-Fleming et en supposant ce facteur dépendant du déficit fiscal et des avoirs extérieurs du pays, ont démontré qu'une politique monétaire expansive peut accroître le risque pays et le taux d'intérêt domestique et réduire le niveau de la production réelle⁷.

Dans le cas du Togo et des pays de l'UEMOA, la politique monétaire de la BCEAO peut aussi influencer le taux de change des monnaies de pays voisins notamment celles du Ghana (le Cedi) et du Nigéria (le Naira). Lorsque le taux d'intérêt sur le marché monétaire au Togo et dans l'UEMOA est plus élevé que celui au Ghana ou au Nigéria, cela provoquerait un afflux des capitaux de ces pays vers les Etats de l'UEMOA. Cette fuite des capitaux du Ghana ou du Nigéria vers les Etats de l'UEMOA provoquerait une appréciation du Franc CFA par rapport au Cedi ou au Naira. Ceci défavoriserait les exportateurs togolais et encouragerait les importations de produits de ces pays. L'appréciation du cours du Franc CFA par rapport à ces devises pourra faire baisser la production intérieure réelle du Togo (relation [2.7]).

3.2 - Politique Budgétaire

Une politique budgétaire expansionniste (augmentation des dépenses publiques, réduction des taxes ou une combinaison des deux) résulte en un accroissement de la production réelle de biens et services (relations [2.5] & [2.6] ; Frenkel & Razin, 1987). Cette augmentation de la production réelle occasionnera une augmentation de la demande réelle d'encaissements monétaires (relation [2.8]). La banque centrale doit alors accroître l'offre de monnaie dans l'économie en achetant des devises et autres actifs étrangers en vue de maintenir inchangée la parité Euro – Franc CFA et assurer l'équilibre sur le marché de la monnaie. La politique budgétaire expansionniste de l'Etat et l'achat des devises étrangères par la banque centrale constituent deux opérations qui

6 : L'offre de monnaie devient ainsi une variable endogène (Römer, 2001, p. 229).

7 : Selon la contribution d'Ortiz & Rodriguez (2002), une politique monétaire expansionniste induit une baisse du taux d'intérêt nominal – relations [2.8] et [2.10], le niveau des réserves internationales baisse à la suite de la baisse de taux d'intérêt nominal, laquelle baisse provoque une hausse du facteur risque-pays et du taux d'intérêt – relation [2.11] – d'où la baisse de la production – relations [2.5] et [2.6].

vont agir en sens opposé sur la prime de risque du pays et sur le taux d'intérêt domestique (relation [2.11] ; Ortiz & Rodriguez, 2002).

3.3 - La Dévaluation ⁸

La dévaluation, en théorie, accroît la compétitivité d'un pays en rendant ses produits bon marché à l'étranger. Dans la réalité, la dévaluation ne peut être bénéfique à un Etat que si elle dispose d'industries capables de substituer la production domestique aux importations de l'extérieur autrement elle créerait de l'inflation en rendant le prix en devise nationale des produits importés plus élevé. Le Franc CFA a connu en 1994 une dévaluation de 50% par rapport au Franc Français. Cette dévaluation apparemment n'a ni stimulé les exportations togolaises ni réduit ses importations comme on peut l'observer sur la Figure 3.1.

Les exportations et les importations du Togo ont chuté en 1993 à cause de la grève générale illimitée ayant paralysé l'économie du pays. La reprise des ventes de biens et prestations de services à l'étranger observées en 1994 ne peut être attribuée à la dévaluation du Franc CFA intervenue au cours de cette année. On pourrait plutôt l'associer à la fin de la grève générale et au retour à la normale des activités. Quant aux importations, elles n'ont pas baissé en valeur bien que les produits étrangers fussent devenus plus chers. Ceci s'explique par le fait que le Togo ne dispose pas d'industries capables de substituer la production domestique aux produits manufacturés et importés de l'extérieur.

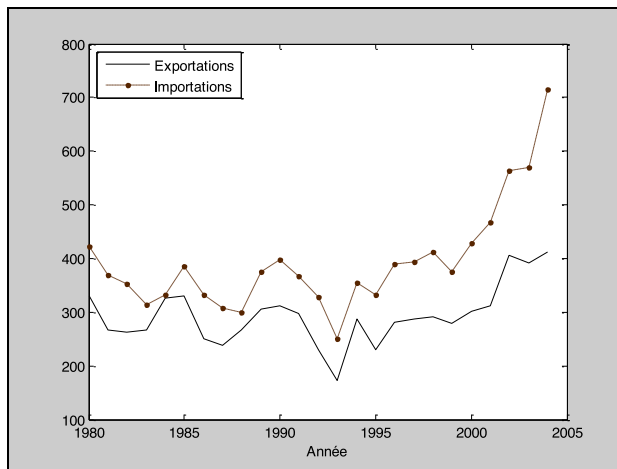


Figure 3.1 : Exportations et Importations réelles, Milliard FCFA, Togo, 1980 - 2004
Source: IMF IFS

⁸ : La dévaluation ou la réévaluation du Franc CFA ne ressort pas de la compétence d'un seul Etat mais est une décision consensuelle et rare entre la France et les 8 Etats de l'UEMOA.

4. RECHERCHES EMPIRIQUES

Les techniques des doubles moindres carrés et d'analyse de cointégration seront utilisées pour estimer les relations fonctionnelles suggérées par le modèle de Mundell-Fleming avec les données de l'économie togolaise et tester l'existence de relations d'équilibre de long terme sur les marchés de produits, de la monnaie et des changes au Togo.

Le modèle économétrique à estimer, les méthodes d'estimation ainsi que les évidences obtenues sont ici présentés.

4.1 - Le Modèle Econométrique

La relaxation de l'hypothèse de constance des variables exogènes du modèle : niveau général des prix (P), taxes (T), dépenses gouvernementales (G), taux d'intérêt à l'étranger et (i^*) réserves internationales (R) permet d'utiliser le modèle de Mundell-Fleming à des fins d'analyse de relations d'équilibre de long terme entre production intérieure réelle (Y) et les autres variables figurant dans le modèle (Krugman & Obstfeld, 2003, p. 502 ; Obstfeld, 2001). Les trois (3) équations structurelles du modèle de Mundell-Fleming sont :

$$Y = AD(Y, i - \pi^e, RE, T, G) \quad [2.6]$$

$$\frac{M^s}{P} = L(Y, i)$$

$$i = i^* + \rho(D, R) \quad [2.11]^9$$

Les variables i , π^e , RE et D représentent respectivement taux d'intérêt domestique, le taux d'inflation anticipé, le taux de change effectif et le déficit public.

La première relation décrit la condition d'équilibre sur le marché des biens et services ; la seconde, la condition d'équilibre sur le marché de la monnaie et la troisième la condition d'équilibre sur le marché des changes.

En supposant une relation linéaire entre les variables de ces relations et après arrangement, on obtient le modèle économétrique suivant :

$$Y_t = a_0 + a_1(i_t - \pi_{t+1}^e) + a_2 RE_t + a_3 T_t + a_4 G_t + u_t \quad [4.1]$$

$$\left(\frac{M_t^s}{P_t}\right) = b_0 + b_1 Y_t + b_2 i_t + v_t \quad [4.2]$$

9 : Ces deux dernières relations sont une décomposition de la relation [2.12].

$$\hat{i}_t = c_0 + c_1 i_t^* + c_2 D_t + c_3 R_t + w_t \quad [4.3]$$

Les résidus u_t , v_t et w_t captent les erreurs d'ajustement et les possibles erreurs dans la mesure des variables.

La dynamique du taux d'inflation, π_t , sera décrite par un processus *ARMA* (Autoregressive Moving Average) d'ordre p , et q .

$$\pi_t \sim ARMA(p, q) \quad [4.4]$$

Une analyse Box-Jenkins sera effectuée en vue spécifier de manière parcimonieuse ce processus. Ensuite, la contribution à cette dynamique d'autres variables réelles telles que le taux de croissance du PIB et celui des importations sera analysée.

Le modèle économétrique constitué par les relations [4.1] à [4.4] est un modèle à équations simultanées parce que la production intérieure qui est une variable endogène explique la quantité réelle de monnaie en circulation et le taux d'intérêt qui est aussi une variable endogène explique le niveau de la production intérieure d'équilibre et l'offre réelle de monnaie.

4.2 - Les Données

Pour des raisons de disponibilité de données complètes sur l'économie du Togo, la période sur laquelle s'étend les études va de 1983 à 2004 et les observations sont annuelles. Les données utilisées proviennent des bases de données de la BCEAO¹⁰, de la Direction de l'Economie¹¹, et du FMI (IMF IFS)¹² et sont, à l'exception des taux qui sont en pourcentage, exprimées en milliards de Francs CFA. Les données réelles ont été calculées en divisant les données nominales concernées par le déflateur de PIB.

L'existence de relations d'équilibre de long terme (cointégration) requiert que les variables impliquées soient intégrées du même ordre. Les statistiques des tests de racines unitaires de Dickey-Fuller sont présentées en Annexe 1 dans le Tableau A1. D'après les résultats de ces tests, tous les variables du modèle, sauf le taux d'inflation, sont intégrées d'ordre 1, $I(1)$.

10 : Avoirs extérieurs nets (R_t) et Masse Monétaire (M_t^*).

11 : Recettes fiscales (T_t), dépenses gouvernementales (G_t) d'où les chiffres sur le déficit budgétaire.

$(D_t) = T_t - G_t$.

12 : PIB au prix du marché (Y_t), déflateur du PIB, taux d'intérêt sur le marché monétaire au Togo (i_t), taux d'intérêt sur le marché monétaire en France de 1983 à 1998 et dans la Zone Euro de 1999 à 2004 (i_t^*), taux de change effectif réel (RE_t).

4.3 - Les Hypothèses de Modélisation

Les hypothèses de Gauss-Markov¹³ sont considérées. Par ailleurs, puisqu'il n'existe pas de données sur les anticipations du taux d'inflation futur par les agents économiques, il sera supposé que ces derniers formulent leurs anticipations de façon très pragmatique, i.e. le taux d'inflation anticipé à une époque donnée correspond au taux d'inflation actuel, $\pi_{t+1}^e = \pi_t$. Il existe une colinéarité exacte entre les variables Taxes réelles (T_t), dépenses gouvernementales réelles (G_t) dans la première relation structurelle et la variable déficit budgétaire réel (D_t). En vue de permettre l'estimation des relations, on supposera que le paramètre dans la première équation, i.e. [4.1], est égal à l'opposé du coefficient a_2 , $a_4 = -a_2$. Ces deux nouvelles hypothèses amènent à reformuler la relation [4.1].

$$Y_t = a_0 + a_1(i_t - \pi_t) + a_2RE_t + a_3D_t + v_t \quad [4.5]$$

Les coefficients a_1 , b_2 et c_2 sont supposés avoir un signe négatif. Le signe des paramètres a_2 , b_1 , et c_2 est supposé être positif. La valeur du coefficient c_1 est 1.

4.4 - Les Méthodes d'Estimation et Evidence Empiriques

La méthode des doubles moindres carrés (2SLS – Two Stage Least Squares) et la procédure de Johansen seront utilisées pour estimer les modèles [4.2] à [4.5].

4.4.1 - La Méthode des Doubles Moindres Carrés

Dans cette méthode d'estimation, les variables production intérieure réelle, masse monétaire (M_t^s), taux d'intérêt sur le marché monétaire au Togo (i_t) et taux d'inflation (π_t) sont considérées comme endogènes. Toutes les autres variables sont traitées comme déterminées en dehors du modèle. Les principaux résultats des estimations des quatre (4) équations structurelles du modèle de Mundell-Fleming sont présentés ci-dessous.

- L'Equation de l'Inflation

La méthode Box-Jenkins est utilisée en vue de détecter le processus *ARMA* que suit le taux d'inflation. Cette méthode est une procédure en trois (3) étapes que sont : l'inspection graphique de la représentation graphique des coefficients d'autocorrélation (ACF – Autocorrelation Function) et d'autocorrélation partielle (PACF – Partial Autocorrelation Function) de la série en question, l'estimation de divers modèles sur la base des suggestions de l'analyse graphique, et les tests de diagnostic.¹⁴

13 : Indépendance des variables explicatives des termes d'erreurs ; absence de multi colinéarité parfaite entre variables explicatives ; termes d'erreurs indépendants et identiquement distribués, d'espérance nulle, et de variance constante.

14 : Des détails concernant cette méthode peuvent être trouvés dans Accolley (2008, pp. 8-13), Asteriou & Hall (2007, pp. 240-7) et dans tout autre manuel traitant des séries chronologies.

Les coefficients d'autocorrélation de corrélation partielle du taux d'inflations sont représentés sur la Figure 4.1 ci-dessous.

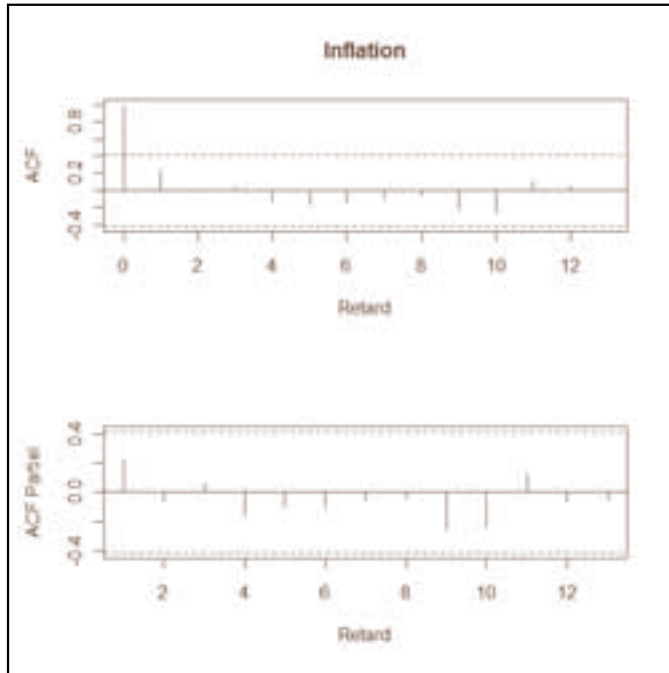


Figure 4.1: ACF et PACF du Taux d'Inflation au Togo

Les résultats de l'estimation des plus significatifs des modèles ARMA suggérés par la Figure 4.1 sont présentés ci-dessous.

$$\hat{\pi}_t = 6,759 + 0,966\pi_{t-1} - 0,385\pi_{t-2} - 1,72\varepsilon_{t-1} \quad [4.6]$$

(2,494) (5,919) (-1,697) (-4,293)

$$R^2 = 0,61 \quad AIC = 6,519 \quad SBC = 6,718 \quad t_{2,5\%}(16) = 2,115$$

$$\hat{\pi}_t = 6,06 + 0,795\pi_{t-1} - 0,084\pi_{t-2} - 1,496\varepsilon_{t-1} - 0,678\varepsilon_{t-2} \quad [4.7]$$

(1,083) (2,962) (-0,212) (-2,712) (-0,893)

$$R^2 = 0,62 \quad AIC = 6,53 \quad SBC = 6,78 \quad t_{2,5\%}(15) = 2,131$$

Les critères de choix *AIC* (Akaike Information Criteria) et *SBC* (Schwartz Bayesian Criteria) donnent, toutes les deux, préférence au modèle [4.6] comme étant le processus univarié décrivant la dynamique du taux d'inflation au Togo. Le terme d'erreur est interprété comme un choc sur l'offre de biens et services dans l'économie. Selon le modèle [4.6], le choc sur l'offre de l'année antérieure exerce une pression à la baisse sur le taux d'inflation actuel. Alternativement au choc d'offre, la contribution de taux de croissance du PIB réel (*gt*) et des importations réelles (μ_t) à l'explication du niveau de l'inflation au Togo a été testée.

$$\begin{aligned} \hat{\pi}_t &= 2,197 + 0,181\pi_{t-1} - 0,313\pi_{t-2} + 0,942g_t \\ &\quad (1,112) \quad (0,946) \quad (-1,539) \quad (3,231) \quad [4.8] \\ R^2 &= 0,334 \quad AIC = 7,055 \quad SBC = 7,254 \quad t_{2,3\%}(16) = 2,115 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \hat{\pi}_t &= 1,908 + 0,377\pi_{t-1} - 0,202\pi_{t-2} + 0,309\mu_t \\ &\quad (0,877) \quad (1,804) \quad (-0,956) \quad (2,562) \quad [4.9] \\ R^2 &= 0,22 \quad AIC = 7,213 \quad SBC = 7,412 \quad t_{2,3\%}(16) = 2,115 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \hat{\pi}_t &= 1,805 + 0,252\pi_{t-1} - 0,316\pi_{t-2} + 0,714g_t + 0,146\mu_t \\ &\quad (0,901) \quad (1,246) \quad (-1,559) \quad (1,97) \quad (1,054) \quad [4.10] \\ R^2 &= 0,34 \quad AIC = 7,08 \quad SBC = 7,33 \quad t_{2,3\%}(15) = 2,131 \end{aligned}$$

Les modèles [4.8], [4.9] et [4.10] montrent que la croissance du PIB réel (g_t) et des importations nettes μ_t exerce un impact positif sur les prix au Togo. De ces trois modèles, les critères AIC et SBC donnent préférence au modèle [4.8] expliquant le taux d'inflation au Togo en termes des taux d'inflation des deux années précédentes et du taux de croissance actuel du PIB réel. Comparant ce dernier modèle, i.e. [4.8], au modèle [4.6], on constate que le modèle [4.6] a un pouvoir explicatif plus élevé ; ce qui permet de conclure que les taux d'inflation des deux dernières années et le choc d'offre de l'année précédent expliquent, mieux que les autres variables, le niveau de l'inflation au Togo. En introduisant à la fois les variables : chocs de l'offre, taux de croissance du PIB réel et des importations réelles dans l'équation de l'inflation, on obtient les résultats ci-après :

$$\begin{aligned} \hat{\pi}_t &= 1,381 + 0,514\pi_{t-1} - 0,327\pi_{t-2} + 0,514z_{t-1} + 0,896g_t + 0,101\mu_t \\ &\quad (0,571) \quad (1,548) \quad (-1,28) \quad (1,407) \quad (6,079) \quad (2,291) \quad [4.11] \\ R^2 &= 0,615 \quad AIC = 6,572 \quad SBC = 6,871 \quad t_{2,3\%}(14) = 2,145. \end{aligned}$$

Bien que les taux de croissance du PIB réel et des importations nettes entrent significativement dans l'équation [4.11], les critères de choix AIC et SBC du modèle [4.6] demeurent toujours les plus bas. En excluant du modèle [4.11] le taux de croissance des importations nettes, on obtient le modèle [4.12] ci-dessous auquel on préfère toujours le modèle [4.6].

$$\begin{aligned} \hat{\pi}_t &= 1,746 + 0,538\pi_{t-1} - 0,294\pi_{t-2} + 0,28z_{t-1} + 1,021g_t \\ &\quad (0,723) \quad (1,643) \quad (-1,3) \quad (0,734) \quad (6,128) \quad [4.12] \\ R^2 &= 0,54 \quad AIC = 6,71 \quad SBC = 6,958 \quad t_{2,3\%}(15) = 2,131 \end{aligned}$$

Remarquez que l'introduction du taux de croissance de PIB réel dans l'équation décrivant la dynamique de l'inflation au Togo a eu comme conséquence le changement du signe de l'impact du choc de l'offre de la période précédente sur l'inflation. Dans [4.6] et [4.7], les chocs de l'offre des périodes précédentes contribuent à la baisse du taux de l'inflation alors que dans les modèles [4.11] et [4.12] le choc de l'offre augmente le taux d'inflation.

- L'Equation du PIB Réel

$$\begin{aligned}
 \hat{Y}_t = & 1372,98 + 3,943(i_t - \pi_t) - 3,336RE_t + 2,614D_t \\
 & (5,923) \quad (0,828) \quad (-1,361) \quad (2,888) \quad [4.13] \\
 \bar{R}^2 = & 0,82 \quad t_{2,5\%}(16) = 2,119 \\
 DW = & 1,175 \quad d_{L,5\%} = 0,9 \quad d_{U,5\%} = 1,83
 \end{aligned}$$

Le modèle [4.13] explique 82% des variations dans le PIB réel du Togo. Les signes des coefficients estimés ne sont pas tous ceux suggérés par la théorie économique. Seul le coefficient associé à la variable déficit budgétaire est correctement signé indiquant qu'une politique budgétaire expansionniste (augmentation des dépenses publiques et/ou baisse des impôts) contribue significativement à la relance de l'économie togolaise à travers un effet multiplicateur. Ce coefficient est non seulement significatif mais plus grand que 1, ce qui confirme l'effet multiplicateur des dépenses publiques sur le PIB ; le PIB augmente de 2,614 milliards quand l'État togolais augmente les dépenses publiques ou baisse les impôts de 1 milliard. Le coefficient de la variable taux de change effectif réel n'est significatif qu'à partir d'un seuil de 19,24%. Ceci tient à deux (2) choses :

Premièrement, le Togo opère dans un système de taux de change fixe et la plupart de ses partenaires commerciaux sont des pays de l'Union Européenne et de la Zone Franc ; ce qui fait qu'il n'y a pas assez de fluctuations dans le taux de change effectif du Togo lorsque le cours des devises des partenaires commerciaux américains, chinois, etc... change. Il est à rappeler que le taux de change effectif est une moyenne pondérée du taux de change des devises des partenaires commerciaux du pays. Le poids d'un partenaire commercial dans le taux de change effectif correspond à sa part dans le commerce extérieur du pays. Selon les statistiques de l'Organisation Mondiale du Commerce (OMC), 43,3% des importations du Togo proviennent des Etats de l'Union Européenne principalement la France et seulement 4,2% proviennent des Etats-Unis ; 12,7 %, 10,9% 9,7% et 7,1% des exportations du Togo sont destinées respectivement au Niger, Bénin, Burkina-Faso et Mali – des Etats membres de la Zone Franc. Les devises des partenaires commerciaux, dans le calcul du taux de change effectif, étant pondéré par leurs parts dans le commerce extérieur du pays, il est alors clair au vu ces statistiques que les fluctuations du Dollar américain, par exemple, auront peu d'influence sur le taux de change effectif du Togo.

Deuxièmement, le Togo ne dispose pas suffisamment d'un appareil productif lui permettant de substituer des biens domestiques aux importations.

Par ailleurs, on ne peut conclure sur la base des statistiques de Durbin-Watson en la présence d'autocorrélation des termes d'erreurs.

L'inspection graphique du PIB du Togo sur la période 1983-2004 a suggéré l'introduction de variables muettes dans le modèle. La variable muette tient compte du changement observé dans la tendance du PIB après la dévaluation du Franc CFA en 1994¹⁵.

15 : La valeur 1 a été assignée à la variable muette DV_{94} à partir de 1994.



Figure 4.1 : PIB Réel, Togo, 1980 - 2004

Source : IMF IFS

La figure 4.1, ci-dessous, représente le PIB réel du Togo sur la période 1980-2004.

$$\hat{Y}_t = \underset{(3,036)}{737,9} + \underset{(3,633)}{214,38} DV_{94} + \underset{(1,501)}{5,34} (i_t - \pi_t) + \underset{(0,196)}{0,41} RE_t + \underset{(2,125)}{1,56} D_t \quad [4.14]$$

$$R^2 = 0,9 \quad t_{2,5\%}(15) = 2,131$$

$$DW = 1,894 \quad d_{L,5\%} = 0,79 \quad d_{U,5\%} = 1,99$$

La nouvelle estimation donne les résultats ci-après :

Le coefficient associé à la variable muette est significatif. Celui associé au taux de change effectif réel porte le signe espéré mais reste, sans aucune surprise, non significatif. Le paramètre associé au taux d'intérêt réel n'est toujours pas correctement signé. Le modèle explique de la variabilité de la production intérieure réelle. Le test d'autocorrélation de Durbin-Watson n'est toujours pas conclusif au seuil de 5%.

Vu que le taux d'intérêt réel n'explique pas correctement et significativement les variations du PIB réel, le taux d'inflation a donc été exclu de cette équation. Cet abandon de l'hypothèse d'effet Fisher correspond à une conjecture selon laquelle les décisions de consommation et d'investissement des agents économiques au Togo dépendent non du taux d'intérêt réel mais plutôt du taux d'intérêt nominal. Les résultats obtenus, ce faisant, sont alors ceux escomptés. Tous les coefficients estimés portent les signes espérés. Ils sont aussi tous statistiquement significatifs à l'exception du taux de change effectif réel qui n'est pas supposé entrer de façon significative dans le modèle pour des raisons évoquées plus haut.

$$\begin{aligned}
 \hat{Y}_t &= 1044 & - 26,35i_t & + 1,32RE_t & + 3,15D_t \\
 &(8,442) & (-2,144) & (0,824) & (5,022) \\
 \hat{R}^2 &= 0,72 & t_{2,5\%}(16) &= 2,119 \\
 DW &= 1,01 & d_{L,5\%} &= 0,9 & d_{U,5\%} = 1,83
 \end{aligned} \quad [4.15]$$

En introduisant la variable muette précédente dans le modèle [4.15], le pouvoir explicatif du modèle augmente, les coefficients sont encore une fois correctement signés mais ne sont pas tous significatifs.

$$\begin{aligned}
 \hat{Y}_t &= 615 & +166,07DV_{94} & -0,51i_t & +2,69RE_t & +2,57D_t \\
 &(1,84) & (1,45) & (-0,475) & (1,437) & (3,867) \\
 \hat{R}^2 &= 0,8 & t_{2,5\%}(15) &= 2,131 \\
 DW &= 0,79 & d_{L,5\%} &= 0,79 & d_{U,5\%} = 1,99
 \end{aligned} \quad [4.16]$$

- L'Equation de Monnaie

L'estimation de l'équation de monnaie donne les résultats suivants :

$$\begin{aligned}
 \left(\frac{\hat{M}_t}{\hat{P}_t}\right) &= 27,16 & + 0,14Y_t & + 14,32i_t \\
 &(0,254) & (1,45) & (2,94) \\
 \hat{R}^2 &= 0,2 & t_{2,5\%}(17) &= 2,110 \\
 DW &= 1,035 & d_{L,5\%} &= 1 & d_{U,5\%} = 1,68
 \end{aligned} \quad [4.17]$$

Les résultats révèlent une relation positive entre le taux d'intérêt sur le marché monétaire et la masse monétaire. Ce qui est contraire aux prédictions de la théorie économique. Ce résultat inattendu ne semble pas révéler une violation de la théorie de la préférence pour la liquidité par les agents économiques. Il peut s'expliquer par le fait que le taux d'intérêt sur le marché monétaire au Togo est resté très stable pendant plus de la moitié de la période étudiée – i.e., de 1993 à 2004, le taux d'intérêt sur le marché monétaire était d'à peu près de 4.95% (Voir Figure 2.1 à la page 6).

L'ordonnée à l'origine et l'effet de la production intérieure sur la masse monétaire ne sont pas significativement différents de 0. Le test de Fisher indique que les paramètres du modèle, tous ensemble, sont nuls. L'introduction de la variable muette DV_{93} prenant la valeur 1 à partir de l'année 1993 permet d'avoir des résultats conformes aux prédictions de la théorie économique mais les coefficients associés aux variables PIB réel et taux d'intérêt nominal ne sont pas statistiquement significatifs.

$$\begin{aligned}
 \left(\frac{\hat{M}_t}{\hat{P}_t}\right) &= 340,79 & - 153,9DV_{93} & + 0,128Y_t & - 16,08i_t \\
 &(2,843) & (-2,825) & (1,859) & (-1,528) \\
 \hat{R}^2 &= 0,51 & t_{2,5\%}(16) &= 2,119 \\
 DW &= 1 & d_{L,5\%} &= 0,9 & d_{U,5\%} = 1,83
 \end{aligned} \quad [4.18]$$

- L'Equation du Taux d'Intérêt

L'estimation de la fonction de prime de risque a donné comme résultats :

$$\begin{aligned} \bar{i}_t &= 2,11 + i_t^* + 0,03D_t + 0,008RE_t \\ &\quad (3,173) \qquad \qquad \qquad (3,555) \qquad \qquad \qquad (1,389) \end{aligned} \quad [4.19]$$

$$\begin{aligned} \bar{R}^2 &= 0,85 & t_{2,5\%}(19) &= 2,093 \\ DW &= 1,42 & d_{L,5\%} &= 0,9 & d_{U,5\%} &= 1,83 \end{aligned}$$

Les avoirs extérieurs nets de la banque centrale au Togo n'entrent pas significativement dans l'équation de la prime de risque. De plus, son coefficient porte un signe positif au lieu d'un signe négatif comme espéré.

Il a été, par la suite, supposé qu'il existe un niveau désiré de taux d'intérêt sur le marché monétaire au Togo et que l'ajustement à ce niveau optimal de taux d'intérêt correspondant au déficit budgétaire et aux avoirs extérieurs du Togo ne se fait pas immédiatement : modèle d'ajustement partiel.

$$\begin{aligned} i_t^{opt} &= c_0 + c_1 i_t^* + c_2 D_t + c_3 R_t + w_t \\ i_t - i_{t-1} &= (1 - \theta)(i_t^{opt} - i_{t-1}) \Rightarrow \\ i_t &= (1 - \theta)c_0 + \theta i_{t-1} + (1 - \theta)c_1 i_t^* + (1 - \theta)c_2 D_t + (1 - \theta)c_3 R_t + (1 - \theta)w_t \end{aligned} \quad [4.20]$$

Les résultats obtenus en estimant le modèle [4.21] révèlent toujours une relation positive entre les avoirs extérieurs du Togo et la prime risque.

$$\begin{aligned} \bar{i}_t &= 1,951 + 0,084i_{t-1} + 0,72i_t^* + 0,015D_t + 0,014R_t \\ &\quad (2,568) \quad (0,328) \quad (3,061) \quad (1,01) \quad (1,642) \\ \bar{R}^2 &= 0,83 & t_{2,5\%}(16) &= 2,119 \\ DW &= 1,52 & d_{L,5\%} &= 0,79 & d_{U,5\%} &= 1,99 \end{aligned} \quad [4.21]$$

En estimant le modèle [4.21] de façon contrainte, la valeur estimée du paramètre θ est de 0,209 et ce dernier n'est significatif qu'à un seuil de 36,65%.

Les résidus des équations du PIB réel, de la monnaie et du taux d'intérêt ne sont stationnaires. Ce qui veut dire qu'il n'y a pas de relations d'équilibre de long-terme entre les variables sur les marchés de produits, de monnaie et de change au Togo.

4.4.2 - L'Approche de Maximum de Vraisemblance de Johansen

Tout comme dans le cas des estimations par la méthode des moindres carrés en deux étapes, seuls les variables $\pi_{\#}$, $\left(\frac{\Delta C}{C}\right)$, $i_{\#}$ et $\pi_{\#}$ sont considérés comme endogènes. Les conclusions des tests de cointégration ne sont pas unanimes. Le test de ratio de vraisemblance fondé sur la valeur propre la plus élevée de la matrice stochastique (voir résultats dans le Tableau A2 en annexe) ainsi que les critères de choix *AIC* et *SBC* suggèrent l'inexistence de relations cointégrantes alors que le test de ratio de

vraisemblance fondé sur la trace de la matrice stochastique suggère deux relations cointégrantes. Compte tenu des évidences obtenues dans la soussection 4.4.1, les conclusions majoritaires des trois premières statistiques sont retenues.

5 - CONCLUSION

Les investigations empiriques révèlent des distorsions sur le marché monétaire et des changes au Togo. La cause semble provenir du fait que la BCEAO ne réagit pas à chaque fois que la BCE baisse son taux directeur. Il en résulte que la prime de risque des investisseurs étrangers croît d'année en année alors que les avoirs extérieurs nets de la BCEAO sont en augmentation. En principe, lorsque la BCE baisse son taux directeur, toutes choses égales par ailleurs, la BCEAO doit aussi baisser ses taux directeurs. En outre, la prime de risque doit ceteris paribus baisser lorsque les avoirs extérieurs nets de la BCEAO augmentent.

L'instauration d'une relation d'équilibre de long terme sur les marchés au Togo suppose théoriquement soit une baisse appropriée du taux d'intérêt sur le marché monétaire au Togo ou une réévaluation de la parité du Franc CFA par rapport à l'Euro. Des deux options, la baisse du taux d'intérêt semble être la décision la plus rapide et la plus facile et réaliste à prendre. Ceci n'empêche toutefois pas des discussions théoriques sur la possibilité de légères et fréquentes fluctuations du Franc CFA par rapport à l'Euro. Une variation appropriée des taux directeurs de la BCEAO nécessite la conception et la spécification d'une fonction de prime de risque qui renseignera sur l'ampleur de la réaction attendue de la BCEAO suite aux variations de taux par la BCE. Ceci nécessite d'autres travaux de recherche. La construction d'un modèle dynamique stochastique d'équilibre général paraît un cadre théorique idéal d'analyse des réponses de l'économie togolaise à un choc de politique monétaire créé par la BCE.

Un autre sujet pour les recherches futures serait l'impact des politiques de la BCEAO sur le cours des devises des pays limitrophes des Etats de l'UEMOA (le Ghana et le Nigéria en l'occurrence). Ce point a été esquissé dans la section 3.2 de cet article et mérite plus d'attention.

ANNEXES

Tableau A1: Ratios τ^{16} des Tests ADF de Racines Unitaires

	Niveau, Intercept & Trend		1 ^{ère} Difference, Intercept	
	ADF Stat.	5% Val. Crit.	ADF Stat.	5% Val. Crit.
Y_1	-2,635	-3,691	-3,897	-3,021
$\left(\frac{M_1}{Y_1}\right)$	-0,053	-3,674	-3,281 *	-1,959
i_1	-2,18	-3,645	-4,309	-3,021
i_2	-2,428	-3,791	-3,714 *	-1,959
π_1	-3,465	-3,012		
D_1	-2,764	-3,645	-5,519	-3,021
R_1	-0,194	-3,645	-3,662	-3,021
RE_1	-2,148	-3,645	-5,104	-3,021

*L'ordonnée à l'origine a été exclue du test ADF pour cette variable.

Tableau A2 : Tests de Ratio de Vraisemblance fondée sur la valeur propre la plus élevée de la matrice stochastique

Hypothèse Nulle	Alternative	Statistique λ_{\max}	Valeur critique 5%
$H_0 : r = 0$	$H_1 : r = 1$	27,34	30,74
$H_0 : r \leq 1$	$H_1 : r = 1$	18,55	24,22
$H_0 : r \leq 2$	$H_1 : r = 2$	15,26	16,9

21 observations

Valeurs propres : 0,745 ; 0,604 ; 0,533 ; 0,0000 ; 0,0000 ; 0,00 00

16 : Les τ ont été choisis sur la base du critère d'information de Schwartz.

BIBLIOGRAPHIE

Accolley Delali Time Series Analysis : Some Applications. - Quebec : [s.n.], Dec 30, 2008. - www.scribd.com/accolleyd/.

Asteriou Dimitrios and Hall Stephen G Applied Econometrics, A Modern Approach Using Eviews and Microfit [Book]. - New York : Palgrave Macmillan, 2007. - Revised.

Baum Christopher F An Introduction to Modern Econometrics Using Stata [Book]. - [s.l.] : Stata Press, 2006.

Bourbonnais Regis Econométrie [Book]. - Paris : Dunod, 1998. - 2.

Frenkel Jacob A and Razin Assaf The Mundell-Fleming Model: A Quarter Century Later. - Cambridge : NBER, 1987. - <http://www.nber.org/papers/w2321>. - 2321.

Greene William H Econometric Analysis [Book]. - Upper Saddle River : Pearson Education, Inc, 2003. - 5.

Hamilton James D Time Series Analysis [Book]. - Princeton : Princeton University Press, 1994.

Krugman Paul R and Obstfeld Maurice Économie Internationale [Book] / ed. s.a. De Boeck & Larcier / trans. Hannequart A and Leloup F. - Brussels : Addison Wesley Longman, Inc, 2001. - 3.

Mankiw Gregory Macroéconomie [Book] / ed. s.a. De Boeck Université / trans. Houard J. - Brussels : W H Freeman and Company, 2003. - 3.

Obstfeld Maurice International Macroeconomics: Beyond the Mundell-Fleming Model / ed. Papers IMF Staff. - [s.l.] : IMF, 2001. - Vol. 47.

Ortiz Javier and Rodriguez Carlos Country Risk and the Mundell-Fleming Model Applied to the 1999-2000 Argentine Experience [Journal] // Journal of Applied Economics. - [s.l.] : Journal of Applied Economics, 2002. - 2 : Vol. V. - pp. 327-348.

Romer David Advanced Macroeconomics [Book] / ed. 2. - [s.l.] : McGraw-Hill Book Co, 2001.

Verbeek Marno A Guide to Modern Econometrics [Book]. - Chichester, West Sussex : John Wiley & Sons Ltd, 2004. - 2.

NOTE AUX AUTEURS

PUBLICATION DES ETUDES ET TRAVAUX DE RECHERCHE DANS LA REVUE ECONOMIQUE ET MONETAIRE DE LA BCEAO

La Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest publie semestriellement, dans la Revue Economique et Monétaire (REM), des études et travaux de recherche.

I – MODALITES

1 - L'article à publier doit porter sur un sujet d'ordre économique, financier ou monétaire et présenter un intérêt scientifique avéré, pour la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO) en général ou les Etats membres de l'Union Monétaire Ouest Africaine (UMOA) en particulier. Bien que son ambition soit de vulgariser les travaux scientifiques produits au sein de l'UEMOA et/ou portant sur l'UEMOA dans les domaines économique, monétaire ou financier, la REM reste ouverte à la réflexion émanant des chercheurs extérieurs et/ou développée par les spécialistes des autres disciplines des sciences sociales.

2 - Les articles publiés dans un même numéro de la Revue peuvent porter sur des questions différentes. Toutefois, en fonction de l'actualité et/ou de l'acuité de certains sujets, des numéros thématiques et des numéros spéciaux peuvent être publiés. Les numéros thématiques sont destinés à faire le point sur une problématique particulière, dont ils font ressortir toute la richesse et la complexité. Les numéros spéciaux sont, quant à eux, réservés à la publication de dossiers spécifiques qui, sans être thématiques, présentent néanmoins des points de convergence sur certains aspects. Des Actes de colloques ou de séminaires, des rapports de recherche ou des travaux d'équipe peuvent alimenter ces numéros spéciaux.

3 - La problématique doit y être clairement présentée et la revue de la littérature suffisamment documentée. Il devrait apporter un éclairage nouveau, une valeur ajoutée indéniable en infirmant ou confirmant les idées dominantes sur le thème traité.

4 - L'article doit reposer sur une approche scientifique et méthodologique rigoureuse, cohérente, et pertinente, et des informations fiables.

5 - Il doit être original ou apporter des solutions originales à des questions déjà traitées.

6 - Il ne doit avoir fait l'objet ni d'une publication antérieure ou en cours, ni de proposition simultanée de publication dans une autre revue.

7 - Il est publié après avoir été examiné et jugé conforme à la ligne éditoriale de la Revue par le Comité Editorial, puis avec une valeur scientifique qui lui est reconnue par le Comité Scientifique et avis favorable de son Président, sous la responsabilité exclusive de l'auteur.

8 - Les articles peuvent être rédigés en français ou en anglais, et doivent comporter deux résumés en français et en anglais.

9 - Le projet d'article doit être transmis à la Direction de la Recherche et de la Statistique selon les modalités ci-après :

- en un exemplaire sur support papier par courrier postal à l'adresse :

Direction de la Recherche et de la Statistique

BCEAO Siège
Avenue Abdoulaye FADIGA
BP 3108 Dakar, Sénégal.

- en un exemplaire par courrier électronique, en utilisant les logiciels Word pour les textes et Excel pour les tableaux, ou autres logiciels compatibles, à l'adresse :
courrier.drs@bceao.int

Si l'article est retenu, la version finale devra être transmise suivant les mêmes modalités.

II - PRESENTATION DE L'ARTICLE

1 - Le volume de l'article imprimé en recto uniquement ne doit pas dépasser une trentaine de pages, annexes non compris (caractères normaux et interligne 1,5 ligne). En début d'article, doivent figurer les mots clés, ainsi que les références à la classification du Journal of Economic Literature (JEL).

2 - Les informations ci-après devront être clairement mentionnées sur la page de garde :

- le titre de l'étude ;

- la date de l'étude ;

- les références de l'auteur :

* son nom ;

* son titre universitaire le plus élevé ;

* son appartenance institutionnelle ;

* ses fonctions ;

- un résumé en anglais de l'article (15 lignes au maximum) ;

- un résumé en français (20 lignes au maximum).

3 - Les références bibliographiques figureront :

- dans le texte, en indiquant uniquement le nom de l'auteur et la date de publication ;

- à la fin de l'article, en donnant les références complètes, classées par ordre alphabétique des auteurs, suivant la classification de Harvard (nom de l'auteur, titre de l'article ou de l'ouvrage, titre de la revue, nom de l'éditeur, lieu d'édition, date de publication et nombre de pages).

ACHEVÉ D'IMPRIMER SUR LES PRESSES
DE L'IMPRIMERIE DE LA BCEAO
DECEMBRE 2011





BCEAO
BANQUE CENTRALE DES ETATS
DE L'AFRIQUE DE L'OUEST

Avenue Abdoulaye Fadiga
BP 3108 - Dakar - Sénégal
www.bceao.int