



CONSORTIUM POUR LA RECHERCHE
ÉCONOMIQUE ET SOCIALE



Université Cheikh Anta Diop de Dakar
FACULTÉ DES SCIENCES ÉCONOMIQUES ET DE GESTION
Laboratoire d'Analyse des Politiques Publiques (LAPP)

SÉRIE DE DOCUMENTS DE RECHERCHE

Union monétaire et impact du commerce bilatéral intra zone : approche par les VAR structurels dans la zone CFA

Latif DRAMANI
Oumy Laye

Consortium pour la Recherche Économique et Sociale

Rue de Kaolack x Rue F, Tour de l'Oeuf, Point E, en face de la Piscine olympique,
Dakar, Sénégal – CP : 12023 - BP : 7988 Dakar-Médina

Tél. : (221) 33 864 73 98 / 33 864 77 57 • Fax : (221) 33 864 77 58

E-mail : cres@ucad.sn • cres_ucad@yahoo.fr • Site Web: www.cres-sn.org

2009 / 16

Union monétaire et impact du commerce bilatéral intra zone : approche par les VAR structurels dans la zone CFA

Latif DRAMANI
dramaniarmel@yahoo.fr

Oumy Laye
layendiaye78@yahoo.fr

Résumé

Cet article tente de répondre empiriquement à la deuxième hypothèse sur la théorie des ZMO développée par Mc Kinnon (1963), à partir d'une étude menée sur un échantillon de pays de la Zone Franc. Il s'appuie sur les atouts des modèles de gravité pour mettre en évidence l'impact des unions monétaires existantes sur le flux de commerce bilatéral. Un modèle VAR structurel est utilisé afin de mesurer les effets de l'union monétaire sur le commerce intra zone. Les résultats montrent une diminution sensible des effets frontières, une amélioration des effets institutionnels, ainsi que des effets liés à la distance sur le flux de commerce intra zone. Vu l'importance des chocs de demande réelle, Il ressort aussi de l'étude que des efforts doivent être faits pour diversifier la structure de l'économie des pays de la Zone Franc, actuellement basée sur les industries agroalimentaires qui, elles mêmes, sont très sensibles aux aléas climatiques.

Mots Clés : modèle VAR structurel ; zone monétaire optimale ; symétrie des chocs ; filtre de Kalman

Code JEL : F15 ; C33 ; C50 ; O24

Abstract

This article tries to answer empirically to the second assumption on the theory of the ZMO developed by Mc Kinnon (1963), starting from a study on a sample of country of the CFA zone. It is pressed on the assets of the gravity models to highlight the impact of the existing monetary unions on the flow of bilateral trade. A structural VAR model is used in order to measure the effects of the monetary union on the intra zone trade. The results of our investigations show a considerable reduction of the borders effects, an improvement of institutional effects, as of the effects related to the distance on intra zone trade flow. Considering the importance of the shocks of real demand, It arises from the study that efforts must be made to diversify the structure of the economy of the CFA zone countries, currently based on agro business industries, which are very sensitive to the climatic risks.

Key mords: Structural VAR model; Optimal currency area; Shocks symmetry; Kalman Filter

JEL Classification: F15; C33; C50; O24

Introduction

La mondialisation des économies, caractérisée par un élargissement de l'accès aux marchés, aux intrants, à la technologie et à l'information, est un long processus historique, considérée par beaucoup d'observateurs comme un phénomène qui ne profite qu'aux pays développés. Elle s'est imposée aux Etats africains avec des avantages, mais aussi avec des inconvénients et des risques systémiques. Face à cette situation, l'intégration économique et monétaire est, de plus en plus, considérée par beaucoup de chercheurs comme une stratégie pertinente pour assurer une insertion harmonieuse des économies nationales africaines dans le tissu économique mondial permettant ainsi aux Etats africains de tirer un meilleur profit de ce phénomène.

Ainsi, certains pays de l'Afrique de l'Ouest et du Centre, conscients de cette réalité, ont amorcé, après les indépendances, des processus d'intégration avec, notamment, la mise en place de communautés économiques et d'unions monétaires dans des espaces communs comme la zone Franc. C'est dans ce contexte que les pays de l'Afrique de l'Ouest de la Zone Franc ont institué, en remplacement de la CEAO, l'Union économique et monétaire ouest africaine (UEMOA), et ceux de l'Afrique centrale ont mis en place la Communauté économique et monétaire de l'Afrique centrale (CEMAC) qui s'est vu dotée d'autres institutions, notamment, l'Union monétaire de l'Afrique centrale (UMAC) et l'Union économique de l'Afrique centrale (UEAC). Ces initiatives d'intégration répondaient au souci de favoriser la croissance et la mobilité des facteurs. Elles visaient aussi à satisfaire un besoin d'élargissement des marchés, étant donné le sous dimensionnement des marchés nationaux.

En s'engageant dans un processus d'intégration, les pays de la Zone Franc renoncent au taux de change comme moyen de rétablissement de l'équilibre, suite à un choc asymétrique. Un des critères permettant de définir une zone monétaire optimale est la mobilité des facteurs. Mundell (1961), un des premiers théoriciens des zones monétaires optimales, soutient qu'une forte mobilité des facteurs et/ou une forte flexibilité des prix et des salaires peuvent minimiser les coûts liés à l'abandon de cet instrument de correction des déséquilibres. Pour Mc Kinnon (1963), le degré d'ouverture des économies fait baisser les coûts liés à l'abandon du taux de change comme instrument de politique économique.

Plusieurs études portant sur la relation entre union monétaire et commerce ont montré que l'adhésion à une monnaie unique intensifie les échanges commerciaux entre pays membres. Cependant, l'examen des données de commerce montre que les pays de la Zone Franc CFA commercent relativement peu entre eux. La part du commerce intra-régional représente moins de 10 % du commerce total des pays de l'UEMOA (9,47 % en moyenne sur la période 1995-1999) et moins de 3 % pour les pays de la CEMAC (Lochard, 2005). On peut ainsi penser que les accords d'intégration n'ont pas réellement contribué à accroître le commerce intra-régional.

Cette étude porte sur l'impact d'une union monétaire sur le commerce bilatéral entre les différents pays constituant la Zone Franc. Jusque là, les principaux travaux de recherche portant sur le thème ont utilisé le modèle de gravité, les estimations ayant été effectuées avec la méthode des moindres carrés ordinaires ou en panels.

L'approche mise en œuvre ici s'appuie sur le modèle gravitationnel classique, mais surtout, sur la méthode de Blanchard et Quah (1989), complétée par les modèles d'état mesure. Nous utilisons

le modèle VAR structurel. L'originalité de cette approche réside dans le fait que nous tentons d'analyser l'effet des chocs de politiques commerciales de chaque pays.

L'identification des chocs de production, de demande réelle, de prix, nous permet de mesurer l'intensité de l'impact d'un choc dans un pays non spécifié, dans tous les autres pays de la Zone Franc Franc. De plus, l'analyse des coûts et bénéfices de la participation de chaque pays de la zone monétaire dépendra de l'intensité avec laquelle les chocs des prix et de l'offre sont corrélés entre pays, et de leur degré de similarité macroéconomique.

L'état du commerce intra régional dans la Zone Franc CFA

Les échanges sont très faibles et très erratiques dans la Zone Franc CFA. Sur l'ensemble de la période 1981–1999, la part du commerce intra-régional est passée de 8,5 % à 11 % pour l'UEMOA et de 2,47 % à 2,17 % pour les pays de la CEMAC. La tendance est la même pour le commerce inter-zone. Les pays de l'UEMOA et ceux de la CEMAC commercent relativement peu entre eux ; les échanges entre les pays de l'UEMOA et de la zone CEMAC s'élèvent à 11,90 % en 1999 et ceux entre les pays de la CEMAC et de l'UEMOA sont de seulement 3,34 % la même année. Cependant, le commerce intrarégional de ces pays est le plus souvent soutenu par un ou deux pays dont le poids économique dans la Zone Franc est le plus élevé. Ainsi, le Sénégal et la Côte d'Ivoire sont les principaux exportateurs vers les autres pays de l'UEMOA (14 % de leurs exportations totales en 1999 sont destinées aux autres pays membres). Ce sont les pays enclavés du Sahel (Burkina Faso, Mali et Niger) qui importent le plus des pays de l'UEMOA (entre 20 % et 25 % en 1999). Dans la zone CEMAC, les principaux importateurs sont la République Centrafricaine et le Tchad (avec, respectivement 15 % et 22 % des importations totales en 1999), et le principal exportateur, le Cameroun, avec seulement 6 % d'exportations intra-régionales (Lochard, 2005).

1 - Revue sélective de la littérature

Face à la nouvelle structure du système monétaire international, les pays en quête de stabilité économique réelle et monétaire optent, de plus en plus, pour des solutions intermédiaires, compromis entre régime de change fixe et flexible. L'union monétaire, en tant que « solution mixte », paraît être une bonne alternative. Selon Mundell, c'est l'une de celles qui sont compatibles avec l'ouverture soudaine et importante des marchés aux flux de capitaux. En outre, elle présente de nombreux avantages pour les pays membres : augmentation des relations commerciales, diminution des coûts de transaction et des mouvements spéculatifs, réduction de l'incertitude et des externalités négatives entre pays de la Zone Franc, etc. C'est ainsi que certaines régions économiques intégrées optent pour la mise en place d'une fixité régionale parfaite par rapport à une monnaie unique de référence, également flexible vis-à-vis des autres devises (comme c'est le cas pour l'Union monétaire européenne).

D'autres régions telles que la zone CFA, s'accommodent davantage d'une union monétaire ancrée sur une monnaie clé (dollar, yen ou euro). Cependant, cette option s'accompagne de contraintes liées à l'adoption de changes fixes par chaque pays de la région, avec, comme conséquence, la perte d'indépendance en matière de politique monétaire, orientée en fonction de la situation globale de la Zone Franc.

Selon Mc Kinnon (1963), les coûts liés à l'abandon du taux de change comme instrument de politique économique diminuent en fonction du degré d'ouverture des économies (mesuré par le ratio des échangeables sur les non échangeables) et de l'importance de leurs échanges réciproques. Plus le degré d'ouverture d'un pays est important, plus la transmission d'un changement des prix mondiaux sur les prix relatifs internes est probable. Ainsi, l'illusion monétaire tend à disparaître : la baisse des revenus réels devient apparente, et les agents

réclament la révision de leurs revenus nominaux. Il faut donc limiter les variations des taux de change pour limiter les variations de prix.

Par ailleurs, l'efficacité de la politique de change diminue avec le degré d'ouverture de l'économie. Dans une économie très ouverte, les coûts de production sont fortement influencés par les prix des matières premières et des consommations intermédiaires importées, celles-ci étant difficilement remplaçables par une production locale. Lors d'une dévaluation, les effets d'inflation causés par la hausse des prix des importations nécessaires se répercutent immédiatement sur les prix des autres biens et salaires et limitent les effets attendus de la dévaluation. Le taux de change est, par conséquent, moins efficace comme instrument d'ajustement. Par ailleurs, Mac Kinnon estime que les économies sur les coûts de transaction augmentent, selon l'intensité du commerce intra zone.

Pour mesurer l'impact de l'union monétaire sur le commerce, certains auteurs ont eu recours à une équation de gravité, modèle empirique généralement utilisé pour expliquer le niveau du commerce entre deux pays. Déjà en 1962, à la suite de Ravenstein (1885) et de Young (1924), Tinbergen a utilisé ce modèle, afin d'expliquer l'intensité des mouvements migratoires en fonction de la taille des nations concernées - des régions ou des villes - et de la distance qui les sépare. Les fondements théoriques de ces modèles se sont progressivement développés, grâce aux travaux de Linneman (1966), Leamer (1970, 1974), Anderson (1979), Bergstrand (1985 et 1989), Deardorff (1995), Evenett et Keller (1998).

Cette approche a longtemps été mal considérée par les spécialistes d'économie internationale, à cause de son manque de fondement microéconomique même si elle donne des résultats empiriques qui permettent de mieux expliquer les flux d'échanges bilatéraux que les modèles de Ricardo et d'Heckscher-Ohlin. En effet, ces auteurs distinguent les pays par certaines caractéristiques structurelles, sans les localiser dans un espace géographique. La plupart de ceux qui emploient ce modèle conviennent que les facteurs déterminants du commerce bilatéral sont la distance, les niveaux de revenu et la taille du pays (Rose, 2001).

D'après ces modèles, on s'attend à un effet positif du revenu, et à un effet négatif de la distance, tandis que les variables prix et taux de change possèdent un effet positif, si les prix du pays exportateur sont inférieurs à ceux du pays importateur. Selon Combes, Mayer et Thisse (2005), dans la version de base du modèle gravitationnel, les flux commerciaux bilatéraux sont positivement liés à la taille de chaque partenaire, et négativement affectés par le niveau des coûts de transfert. Helpman (1987) et Hummel-Levinsohn (1995) ont testé la théorie de la gravitation sur les pays de l'OCDE, puis sur des données plus globales. Ils ont analysé l'impact des tailles et, surtout celui de la dispersion sur le volume d'échange relatif.

Les résultats obtenus ont montré que, pour les pays de l'OCDE, la dispersion joue, de façon positive et significative, dans les déterminants du volume d'échange. Concernant les pays non membres de OCDE, les résultats sont plus mitigés puisque le coefficient de dispersion joue, cette fois, de façon négative. Selon ces auteurs, les équations de gravité modernes se sont affinées pour prendre en compte un effet frontière indépendant de la distance (coûts de transports ou droits de douanes).

Frankel estime l'équation gravitationnelle pour les années 1967, 1970, 1975, 1980, 1985, 1987, 1990, 1992 et 1994. Son étude sur les échanges de marchandises porte sur 63 pays (soit, 1953 observations) industrialisés ou non. Frankel effectue une régression sur chacune des neuf années, puis sur l'ensemble des années en utilisant l'économétrie des panels. Il en conclut que l'appartenance de deux pays à une frontière commune, à une même langue et à un passé historique augmentent leurs échanges commerciaux.

L'une des principales utilisations du modèle gravitationnel a été celle faite par Rose (2000) et Engel et Rose (2000). Dans une étude effectuée sur les zones monétaires communes, Rose (2001) a montré avec l'indice herfindahl que les pays appartenant à une union monétaire sont plus ouverts et plus spécialisés que ceux qui ont leur propre monnaie. Il utilise le modèle gravitationnel du commerce international pour évaluer l'effet de l'adhésion à une monnaie unique sur l'intensité des échanges commerciaux, en gardant fixes, plusieurs autres déterminants des échanges extérieurs. Les données portent sur plus de 150 pays (dépendances, territoires, départements d'outre-mer, colonies, etc., appelés simplement « pays »).

D'après les résultats obtenus, il apparaît, d'une part, que l'éloignement de deux pays réduit les échanges, alors que l'augmentation de la « masse économique » (évaluée d'après le PIB réel et le PIB par habitant) les intensifie. D'autre part, les estimations obtenues indiquent que l'utilisation d'une même monnaie augmente les échanges bilatéraux. Ces résultats sont semblables à ceux obtenus par le même auteur dans une étude menée en 2000 sur des données comparables.

Jusqu'à récemment, la plupart des estimations utilisant une équation de gravité étaient réalisées à partir de données en coupe transversale. De nombreux auteurs (Shapiro et Watson, 1988 et Blanchard et Quah, 1989) ont proposé d'identifier des impulsions structurelles interprétables économiquement : chocs d'offre, de demande, de politique économique, etc. Ainsi, la procédure de décomposition de la méthode VAR (Vector autoregression analysis) permet d'identifier les chocs d'offre et de demande, et de les différencier des réponses aux chocs. Cette méthode permet, non seulement de mesurer la corrélation des chocs entre pays, mais aussi d'examiner la vitesse avec laquelle les économies s'ajustent à ces chocs. A l'instar de Blanchard et Quah (1989), Bayoumi et Eichengreen (1994, 1996) et Funke (1995) ont utilisé une VAR réduite pour identifier des chocs structurels de chaque variable (inflation et taux de croissance de la production), en imposant un ensemble de restrictions fondées sur l'hypothèse selon laquelle, à long terme, les chocs de production peuvent affecter l'inflation, mais non le contraire (Fielding et Shields, 1999).

2- Méthodologie

2-1 Modèle théorique de gravité

L'analyse empirique est basée sur une forme augmentée du modèle de gravité traditionnel. L'utilisation de ce modèle augmenté permet de cerner l'effet de la distance et de l'appartenance à une même zone monétaire sur l'intensité des échanges commerciaux entre pays membres de la Zone Franc CFA. Cette distance est habituellement mesurée entre les centres économiques ou les capitales des deux pays considérés. Formellement, l'équation de gravité, sous sa forme la plus simple, est donnée par :

$$X_{ij} = A \frac{Y_i Y_j}{D_{ij}} \quad (1)$$

où X_{ij} représente la valeur des flux de commerce (par exemple, les exportations) entre un pays i et un pays j , Y , leur revenu national, D_{ij} une mesure de la distance entre ces pays et A , un coefficient de proportionnalité. Elle est généralement estimée sous forme logarithmique. En plus des variables traditionnelles de PIB et de distance, différentes variables ont été ajoutées à cette formulation de base afin, notamment, de capter certaines spécificités de la relation bilatérale : le partage d'une frontière terrestre, l'effet des pays pétroliers et cotonniers. La variable de PIB par habitant a également été introduite pour mesurer le niveau de développement de chaque pays, car on suppose qu'au fur et à mesure qu'un pays se développe, il tend à se spécialiser davantage, et à commercer plus (Frankel, 1997). L'effet de l'union monétaire sur le commerce est mesuré à l'aide

de la méthode utilisée dans l'article de Rose (2000) qui introduit dans l'équation de gravité traditionnelle une variable indicatrice qui prend la valeur 0 pour des pays qui ont leur propre monnaie, et la valeur 1 pour des pays membres d'une union monétaire.

L'équation de gravité estimée est la suivante :

$$\begin{aligned} \text{Log}(X_{IJ}COR_{ij}) = & \alpha_0 + \alpha_1 \text{Log}(GDP_i * GDP_j) + \alpha_2 \text{Log}(GDPT_i * GDPT_j) + \alpha_3 \text{Log}(D_{ij}) \\ & + \alpha_4 UM_{ij} + \alpha_5 LAND + \alpha_6 OIL_{ij} + \alpha_7 COTON_{ij} + \varepsilon_{ij} \end{aligned} \quad (2)$$

où $X_{IJ}COR_{ij}$ est le flux des exportations entre les pays i, et j à la période t,

GDP représente le PIB global réel,

GDPT est le PIB réel par tête,

D_{ij} est la distance entre i et j, provenant du site du CEPII.

UM est une variable muette qui vaut 1, lorsque i et j partagent la même zone monétaire. Elle est décomposée en UMOA et UDEAC, pendant la période de 1980 à 1993, et en UEMOA et CEMAC, sur la période de 1994 à 2000.

LAND est une variable muette qui vaut 1, si i et j partagent une frontière.

OIL est une dummy qui prend en compte les pays pétroliers,

COTON est une dummy qui prend en compte les pays cotonniers,

ε_{ij} est le terme d'erreur.

Les données utilisées pour estimer notre modèle gravitationnel proviennent du site du CEPII.

2-2 Modèle VAR structurel

En plus du modèle gravitationnel, nous utilisons la méthode VAR structurelle et la procédure de décomposition développée par Blanchard et Quah (1989) afin de mesurer la corrélation des chocs entre pays, et d'examiner la vitesse à laquelle les économies s'ajustent à ces chocs.

2-2-1 Identification des chocs

L'utilisation du modèle VAR « structurel » permet de passer des chocs issus d'une VAR canonique à des chocs économiquement interprétables. Suivant une approche initiée par Blanchard et Quah (1989), l'identification est obtenue en imposant une série de restrictions sur l'effet, à long terme, de chaque perturbation au niveau des trois variables incluses dans notre modèle VAR :

- le flux des exportations appréhendé par le flux du commerce bilatéral intra zone ;
- les prix appréhendés par l'indice des prix à la consommation ;
- la production appréhendée par le PIB par tête.

L'objectif de ce papier est d'identifier et de comparer les différents chocs de politique économique entre les pays membres de la Zone Franc CFA. L'identification des impulsions structurelles repose sur trois hypothèses :

- 1- un choc de politique commerciale ne se transmet pas au prix ni à l'offre globale ;
- 2- un choc sur les prix a un impact sur la politique commerciale et sur l'offre globale ;
- 3- un choc d'offre a un effet sur toutes les variables du système (flux de commerce bilatéral, prix, offre).

Le modèle peut être exprimé sous la forme d'une moyenne mobile :

$$\Delta X_t = A_0 \varepsilon_t + A_1 \varepsilon_{t-1} + \dots = \sum_{i=0}^{+\infty} A_i \varepsilon_{t-i}$$

Avec

$$\Delta X_t = \begin{bmatrix} \Delta X_t \\ \Delta P_t \\ \Delta Y_t \end{bmatrix}$$

Où $\Delta X_t, \Delta P_t, \Delta Y_t$, désigne respectivement, le flux des exportations, les prix, la production.

$$X_t = \sum L^i A_i \varepsilon_t$$

Où L est l'opérateur retard et $\text{VAR}(\varepsilon_t) = I$.

Le choix du nombre de décalage est déterminé, grâce aux critères de Akaike et Schwarz.

$$\varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_t^d \\ \varepsilon_t^p \\ \varepsilon_t^s \end{bmatrix} \quad (3)$$

Où $\varepsilon_t^d, \varepsilon_t^p, \varepsilon_t^s$ représentent respectivement, les chocs de demande réelle, de prix et les chocs d'offre qui frappent l'économie.

$$A_i = \begin{bmatrix} a_i^{Xd} & a_i^{Xp} & a_i^{Xs} \\ a_i^{Pd} & a_i^{Pp} & a_i^{Ps} \\ a_i^{Yd} & a_i^{Yp} & a_i^{Ys} \end{bmatrix} \quad (4)$$

Où a_i^{ys} doit être interprété comme l'effet d'un choc d'offre en t-i sur le PIB réel en t.

En résumé, le vecteur obéit à un processus vectoriel moyenne mobile d'ordre infini. On obtient ainsi les deux outils traditionnels de la modélisation VAR ; il s'agit des fonctions de réponses aux chocs et des décompositions de la variance de l'erreur de prévision. Cependant, vu la difficulté liée à la modélisation VAR structurel, on effectue une orthogonalisation telle que préconisée par Shapiro et Watson (1988), Blanchard et Quah (1989), King *et al.* (1992). L'orthogonalisation autorise une décomposition de la variance de l'erreur de prévision correspondant aux différentes séries comme somme des contributions des différents chocs structurels. Cette méthode nous permet de dégager, pour chaque pays, des chocs d'offre, de demande réelle et de prix.

2-2-2 Identification des composantes communes et spécifiques des chocs par le filtre de Kalman

Il s'agit d'identifier une composante commune et une composante spécifique (à chaque pays) au sein d'un type de choc pour le groupe de pays étudié, en considérant le cas des chocs de demande réels d'un groupe de pays. Il faut alors décomposer ces chocs de la manière suivante :

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_{1t}^d \\ \varepsilon_{2t}^d \\ \varepsilon_{3t}^d \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \theta_1^d & 1 & 0 & 0 \\ \theta_2^d & 0 & 1 & 0 \\ \theta_3^d & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \alpha_{ct}^d \\ \alpha_{1t}^d \\ \alpha_{2t}^d \\ \alpha_{3t}^d \end{pmatrix} \quad (5)$$

où le premier vecteur est constitué des chocs de demande réels que nous avons déterminés précédemment dans les modèles VAR structurel, les θ indiquent, pour chaque pays, dans quelle mesure la composante commune détermine le choc de demande réel, α_c représentant le choc commun, et α_i , le choc spécifique à chaque pays (toujours du point de vue de l'offre). Les θ et α n'étant pas observables, il s'agit de les estimer à travers un modèle espace-état (à composantes inobservables) par la procédure du filtre de Kalman. Il nous faut donc déterminer une équation de mesure et une équation de transition. En fait, l'équation de mesure est exprimée par l'équation précédente.

L'équation de transition se présente quant à elle de la manière suivante :

$$\begin{pmatrix} \alpha_{ct}^d \\ \alpha_{1t}^d \\ \alpha_{2t}^d \\ \alpha_{3t}^d \end{pmatrix} = IIDN \left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_1^2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_2^2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sigma_3^2 \end{pmatrix} \right) \quad (6)$$

On fait donc l'hypothèse que les composantes communes sont des bruits blancs, et que les différents chocs structurels ne sont pas autocorrélés. Le filtre de Kalman va donc nous permettre d'estimer les séries des α (composantes communes et spécifiques), les parts de la composante commune au sein des chocs de demande réels nationaux, ainsi que les variances σ . Ainsi, avec l'identification d'une tendance commune, on dispose d'un nouvel instrument de mesure de l'asymétrie entre pays. Ceux ayant enregistré une contribution importante de la part de la variance de leur chocs de demande réels vis-à-vis de la tendance commune présentent un caractère symétrique par rapport à ce choc. En d'autres termes, plus la part de la variance des chocs de demande réelle d'un pays sera expliquée par la tendance commune, plus ce pays aura tendance à présenter un caractère symétrique de ces mêmes chocs vis-à-vis de pays présentant les mêmes caractéristiques. La décomposition de la variance des chocs se présente de la manière suivante :

$$\sigma_{\varepsilon_{ij}}^2 = \theta_{ij}^2 + \sigma_{\alpha_j}^2 \quad (7)$$

avec i le pays étudié et j la nature du choc. La part de la variance du choc expliquée par la

$$\text{tendance commune est alors égale au ratio } \frac{\theta_{ij}^2}{\sigma_{\varepsilon ij}^2} \quad (8)$$

3- Interprétation des résultats

3-1 Le modèle de gravité

L'équation de gravité augmentée a été estimée sur données de panel en utilisant les MCG sans effets avec correction d'hétéroscédasticité. L'estimateur utilisé est PCSE (Panel Cross Section Error). Les résultats obtenus ont été plus robustes que ceux obtenus avec les MCG avec effets fixes et aléatoires. L'échantillon comporte 2358 observations, de 1980 à 2002. La variable dépendante est le flux des exportations. L'échantillon a été divisé en deux sous-périodes.

L'intérêt de ce découpage est double. Dans un premier temps, il permet de prendre en compte l'effet des programmes d'ajustements structurels sur la période 1980–1993 ainsi que les effets de la dévaluation compétitive survenue sur la période 1994–2000. Dans un second temps, il montre l'importance de l'analyse des effets institutionnels. En effet, entre 1980 et 2000, des changements sont intervenus dans les institutions des pays de la zone CFA avec l'avènement de l'UEMOA et de la CEMAC.

Les résultats de notre estimation sont présentés aux tableaux 1, 2 et 3.

Tableau 1 : Estimation du modèle gravitationnel sur la période de 1980 à 1993

Dependent Variable: LOG(XIJCOR)				
Method: Pooled Least Squares				
Cross-sections included: 128				
Total pool (unbalanced) observations: 1370				
Cross-section weights (PCSE) standard errors & covariance (no d.f. correction)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(GDPT*GDPTJ)	0.013992	0.035568	0.393402	0.6941
LOG(GDP*GDPJ)	1.615040	0.032530	49.64756	0.0000
LOG(DIJ)	-0.313629	0.044400	-7.063712	0.0000
CEMAC	1.189252	0.122967	9.671322	0.0000
UEMOA	3.103593	0.107086	28.98220	0.0000
LAND	1.126699	0.049398	22.80879	0.0000
OIL	0.324932	0.051422	6.318905	0.0000
COTON	-0.138655	0.053643	-2.584746	0.0098
C	-69.45806	1.264201	-54.94226	0.0000
R-squared	0.943751	Mean dependent var		3.499024
Adjusted R-squared	0.943421	S.D. dependent var		8.368707
S.E. of regression	1.990615	Akaike info criterion		3.269740
Sum squared resid	5393.029	Schwarz criterion		3.304048
Log likelihood	-2230.772	F-statistic		2854.389
Durbin-Watson stat	0.779621	Prob(F-statistic)		0.000000

Source : Estimation des auteurs.

Tableau 2 : Estimation du modèle gravitationnel sur la période de 1980 à 2002

Dependent Variable: LOG(XIJCOR)				
Method: Pooled Least Squares				
Cross-section weights (PCSE) standard errors & covariance				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(GDPT*GDPTJ)	0.077341	0.027570	2.805197	0.0051
LOG(GDP*GDPJ)	1.446936	0.025627	56.46141	0.0000
LOG(DIJ)	-0.430591	0.036104	-11.92646	0.0000
CEMAC	1.066667	0.097013	10.99506	0.0000
UEMOA	3.031197	0.086999	34.84180	0.0000
LAND	1.029130	0.040611	25.34100	0.0000
OIL	0.620506	0.050805	12.21356	0.0000
COTON	-0.035969	0.050574	-0.711225	0.4770
C	-62.23012	1.030805	-60.37040	0.0000
R-squared	0.928660	Mean dependent var		3.244591
Adjusted R-squared	0.928417	S.D. dependent var		8.208067
S.E. of regression	2.196065	Akaike info criterion		3.510815
Sum squared resid	11328.53	Schwarz criterion		3.532821
Log likelihood	-4130.251	F-statistic		3822.238
Durbin-Watson stat	0.649611	Prob(F-statistic)		0.000000

Source : Estimation des auteurs.

Tableau 3 : Estimation du modèle gravitationnel sur la période de 1994 à 2002

Dependent Variable: LOG(XIJCOR)				
Method: Pooled Least Squares				
Cross-section weights (PCSE) standard errors & covariance				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(GDPT*GDPTJ)	0.306791	0.081800	3.750511	0.0002
LOG(GDP*GDPJ)	0.177142	0.037060	4.779879	0.0000
LOG(DIJ)	-1.722398	0.143974	-11.96325	0.0000
CEMAC	-0.907120	0.263532	-3.442161	0.0006
UEMOA	1.723006	0.221905	7.764623	0.0000
LAND	1.431575	0.197897	7.233932	0.0000
OIL	1.029275	0.224676	4.581159	0.0000
COTON	-0.945737	0.205389	-4.604605	0.0000
C	0.306791	0.081800	3.750511	0.0002
R-squared	0.432972	Mean dependent var		-0.061212
Adjusted R-squared	0.428922	S.D. dependent var		3.080335
S.E. of regression	2.327800	Sum squared resid		5310.281
F-statistic	106.9014	Durbin-Watson stat		0.272418
Prob(F-statistic)	0.000000			

Source : Estimation des auteurs.

3-1-1 Période 1980 - 1993

Cette phase correspond à la période d'application des programmes d'ajustement structurels dans les pays de la zone CFA, suite aux déséquilibres macroéconomiques. Au vu des résultats obtenus (Tableau 1), les estimations effectuées sur la période 1980-1993 sont assez robustes. Le pouvoir explicatif du modèle est de 94,3 %, et le modèle est globalement significatif. Toutes les variables, excepté le PIB par tête, sont significativement différentes de zéro. Les estimations obtenues sont conformes aux résultats empiriques obtenus dans les travaux antérieurs. L'éloignement de deux pays réduit les échanges de 0,73 %, tandis que l'augmentation du PIB réel et du PIB par habitant les intensifie. Le partage d'une frontière commune est également un des éléments déterminants qui explique l'accroissement des échanges bilatéraux. Le PIB et les variables muettes union monétaire (CEMAC, UEMOA) et frontière commune (Land) contribuent le plus à l'augmentation des flux des exportations. Les pays de la Zone Franc ayant une frontière commune commercent trois fois plus que les autres pays.

Par ailleurs, les résultats montrent que les échanges bilatéraux augmentent dans la zone UEMOA (ex CEAO) de 22,27 fois et dans la zone CEMAC (ex UDEAC), de 3,28 fois. En d'autres termes, le commerce dans la zone UEMOA est 6,78 fois plus intense que dans la zone CEMAC. L'analyse des statistiques du FMI confirme les résultats obtenus. Pendant cette sous-période, la part du commerce intra zone dans le commerce total de l'UEMOA est plus importante que dans la zone CEMAC. Celle-ci est comprise entre 8 et 11 % dans l'UEMOA, tandis que dans la zone CEMAC, elle fluctue entre 0,90 et 3,51 %. Au vu de ces résultats, l'on peut affirmer que l'objectif de la CEAO, qui était, entre autres, de favoriser les échanges entre ces pays en réponse aux problèmes de débouchés, a été atteint.

Les pays producteurs de pétrole commercent davantage entre eux, que ceux, producteurs de coton. Durant la sous-période 1980-1993, les échanges entre les pays producteurs de pétrole augmentent de 1,38 %, tandis que ceux des producteurs de coton n'augmentent que de 0,87 %. Ceci s'explique par la chute des prix à l'exportation des matières premières agricoles (coton, notamment) durant cette période, suite à la détérioration des termes de l'échange et des politiques de dévaluation compétitive menées par les pays voisins n'appartenant pas à la zone CFA.

3-1-2 Période 1994 -2002

Pendant la sous-période 1994-2001, nous ajoutons au modèle gravitationnel les variables indicatrices CEMAC, UEMOA, LAND, OIL et COTON pour tenir compte de l'effet des différentes zones monétaires, des frontières et des pays producteurs de pétrole et de coton de la Zone Franc sur les échanges bilatéraux. La qualité de l'ajustement évaluée par le coefficient de détermination R^2 indique que 43 % des fluctuations des exportations sont expliquées par le modèle. Tous les coefficients associés aux variables estimées sont significativement différents de zéro. Le modèle est globalement significatif. L'introduction des variables LAND, OIL et COTON dans le modèle montre que le flux des exportations ne dépend pas seulement des variables traditionnelles du modèle de gravité. Les échanges augmentent de 4,17 % de plus dans les pays partageant une frontière commune que dans les autres pays de la Zone Franc et l'effet de la distance sur la variable exogène diminue de moitié (Tableau 3).

Par ailleurs, le PIB des pays i et j explique positivement les flux commerciaux entre eux. Lorsque le PIB augmente de 1 %, le flux des exportations s'accroît de 0,1 %. Cependant, comparé à la sous-période 1980-1993, cet effet est faible. La crise politique et économique qui sévit dans les pays de la zone CFA, depuis 1999, a entraîné un nouveau ralentissement de l'économie des pays membres. L'introduction des variables muettes CEMAC et UEMOA indique que l'appartenance à une zone monétaire commune agit positivement sur les échanges

bilatéraux. Toutefois, comparé à la sous-période 1980-93, cet effet diminue : les pays de la zone UEMOA commercent 13,87 fois plus que les pays de la zone CEMAC.

Toutefois, l'effet des zones monétaires n'est pas identique. On pourrait en conclure que la constitution des unions monétaires et économiques, dans les deux zones, n'a qu'un effet négligeable sur les échanges bilatéraux intra zone. Au delà de la facilitation de la circulation des biens et services, l'objectif de la création de ces institutions est de catalyser les exportations, en général, et le commerce intra zone, en particulier. Le commerce bilatéral entre les pays producteurs de pétrole s'accroît de 2,8 %, tandis que l'accroissement est de 0,38 % dans les pays producteurs de coton.

Ces résultats dissimulent la faiblesse du commerce intra zone. Selon le FMI, le commerce intra UEMOA est toujours freiné par d'importantes barrières non tarifaires (normes nationales, restrictions quantitatives sur certaines importations, discrimination de traitement des produits nationaux et régionaux, etc.). Quant à la zone CEMAC, le tarif préférentiel adopté en 1994 sur le commerce intra-communautaire est appliqué de manière inégale.

3-1-3 Période 1980- 2002

Sur la période 1980-2002, les estimations obtenues (Tableau 2) montrent que le flux des exportations est expliqué à 92,86 % par le modèle gravitationnel. Les coefficients de toutes les variables, excepté celui du coton, sont significatifs. Tout comme dans les sous-périodes, la contribution de la variable union monétaire de la zone UEMOA à l'augmentation des flux d'exportation est la plus importante. Ceci découle du fait que le processus d'intégration dans la Zone Franc a renforcé la libre circulation des biens, des services et des personnes, tandis que dans la zone CEMAC, malgré l'institution d'une union douanière, il existe toujours des barrières institutionnelles qui entravent le commerce bilatéral.

Dans une étude plus approfondie et comportant des données plus récentes, Carrère (2005) montre que les pays de l'UEMOA et de la CEMAC commercent davantage au sein de chaque union qu'avec d'autres pays, toutes choses égales par ailleurs, et que ces effets sont importants (Lochard, 2005). On en déduit que l'utilisation d'une monnaie commune a une plus forte incidence sur les échanges extérieurs de la zone UEMOA que de la zone CEMAC. La taille de l'économie, mesurée par le PIB, est la seconde variable qui a un effet significativement positif sur le flux des exportations. La distance qui sépare deux pays a un effet négatif sur les échanges bilatéraux. Les résultats obtenus sont conformes à la littérature, même si les coefficients trouvés dans notre estimation diffèrent.

Comme on peut le constater dans les sous-périodes considérées, les pays producteurs de pétrole commercent davantage entre eux que les pays producteurs de coton, certainement parce que la plupart de ces pays sont enclavés.

3-2 Estimation par le modèle VAR structurel

3-2-1 Analyse par l'approche de la corrélation des chocs structurels dans la zone UEMOA

a- Chocs de politique commerciale

L'analyse des corrélations au niveau des chocs de demande réel (Tableau 4) montre une relative symétrie des effets enregistrés. En effet, la plupart des corrélations significatives ont une valeur moyenne de 0,5, et sont tous de même signe, à l'exception du choc sur le Bénin qui présente un caractère mixte (un signe positif et un négatif). On note ainsi qu'un choc de politique commerciale, dans un pays quelconque de l'UEMOA, affecte généralement deux autres pays de

la Zone Franc, et la plupart du temps, il s'agit de pays frontaliers, ou ayant de très bons rapports commerciaux entre eux.

Ces résultats étaient prévisibles dans la mesure où les pays de la zone UEMOA présentent, dans l'ensemble, une même spécificité, du point de vue de leurs exportations : la spécialisation dans des monocultures d'exportation. A l'exception de la Côte d'Ivoire, dont l'économie est un peu diversifiée, avec un tissu industriel plus dense, la plupart des autres pays sont réduits à l'exportation des matières premières (coton, café, phosphate). L'explication peut aussi tenir au fait que le commerce bilatéral entre les pays membres de la zone UEMOA est pratiquement basé sur les mêmes produits. Il existe donc une similarité frappante marquée par la symétrie de chocs au niveau des politiques commerciales ; ce qui permet de conclure que les chocs de politiques commerciales ont un effet symétrique dans la zone UEMOA.

Tableau 4 : Chocs de demande réelle dans l'UEMOA

Corrélations								
		e01ben	e01bfa	e01civ	e01mli	e01ner	e01sen	e01tgo
e01ben	Pearson Correlation	1	,552(*)	0,128	0,299	-,586(*)	-0,032	-0,086
	Sig. (2-tailed)		0,017	0,614	0,244	0,011	0,899	0,733
e01bfa	Pearson Correlation	,552(*)	1	0,452	-0,011	-0,131	0,231	-0,222
	Sig. (2-tailed)	0,017		0,06	0,965	0,604	0,357	0,377
e01civ	Pearson Correlation	0,128	0,452	1	-0,005	0,416	,470(*)	0,228
	Sig. (2-tailed)	0,614	0,06		0,985	0,086	0,049	0,362
e01mli	Pearson Correlation	0,299	-0,011	-0,005	1	-0,261	0,201	,534(*)
	Sig. (2-tailed)	0,244	0,965	0,985		0,311	0,438	0,027
e01ner	Pearson Correlation	-,586(*)	-0,131	0,416	-0,261	1	,502(*)	0,379
	Sig. (2-tailed)	0,011	0,604	0,086	0,311		0,034	0,121
e01sen	Pearson Correlation	-0,032	0,231	,470(*)	0,201	,502(*)	1	0,265
	Sig. (2-tailed)	0,899	0,357	0,049	0,438	0,034		0,287
e01tgo	Pearson Correlation	-0,086	-0,222	0,228	,534(*)	0,379	0,265	1
	Sig. (2-tailed)	0,733	0,377	0,362	0,027	0,121	0,287	

* Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed).

Source: Estimations des auteurs.

b- Chocs des prix

Le tableau 5 montre le caractère fortement asymétrique des chocs de prix dans la zone UEMOA. En attestent les différents signes observés au niveau des chocs intervenus au Burkina et en Côte d'Ivoire. Par ailleurs, on note l'existence de deux groupes au sein des pays de cette Zone Franc : ceux dans lesquels les chocs de prix sont plutôt symétriques (Bénin, Burkina, Niger, Sénégal, Togo) et ceux dans lesquels ces chocs sont asymétriques (Côte d'Ivoire, Mali).

Il apparaît ainsi que les chocs de prix dans la zone UEMOA ont un caractère asymétrique beaucoup plus marqué.

Tableau 5 : Les chocs de prix dans l'UEMOA

Correlations								
		e02ben	e02bfa	e02civ	e02mli	e02ner	e02sen	e02tgo
e02ben	Pearson Correlation	1	0,038	0,098	-0,296	,565(*)	-0,025	0,051
	Sig. (2-tailed)		0,881	0,698	0,249	0,015	0,923	0,841
e02bfa	Pearson Correlation	0,038	1	-,72(**)	-,483(*)	-0,147	-0,198	-0,256
	Sig. (2-tailed)	0,881		0,001	0,05	0,56	0,431	0,305
e02civ	Pearson Correlation	0,098	-,720(**)	1	0,179	0,204	0,458	0,27
	Sig. (2-tailed)	0,698	0,001		0,491	0,417	0,056	0,279
e02mli	Pearson Correlation	-0,296	-,483(*)	0,179	1	-0,125	-0,078	0,464
	Sig. (2-tailed)	0,249	0,05	0,491		0,633	0,765	0,06
e02ner	Pearson Correlation	,565(*)	-0,147	0,204	-0,125	1	-0,277	0,206
	Sig. (2-tailed)	0,015	0,56	0,417	0,633		0,266	0,413
e02sen	Pearson Correlation	-0,025	-0,198	0,458	-0,078	-0,277	1	0,13
	Sig. (2-tailed)	0,923	0,431	0,056	0,765	0,266		0,606
e02tgo	Pearson Correlation	0,051	-0,256	0,27	0,464	0,206	0,13	1
	Sig. (2-tailed)	0,841	0,305	0,279	0,06	0,413	0,606	

* Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed).

** Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

Source : Estimations des auteurs.

c- Chocs d'offre globale

Les chocs d'offre globale sont très disparates (Tableau 6). Les valeurs des amplitudes des corrélations inter UEMOA obtenues sont assez différentes, du point de vue des signes obtenus et de leurs valeurs intrinsèques. De ce fait, l'asymétrie des chocs d'offre globale apparaît comme une évidence.

Tableau 6 : Les chocs d'offre réelle dans l'UEMOA

Correlations								
		e03ben	e03bfa	e03civ	e03mli	e03ner	e03sen	e03tgo
e03ben	Pearson Correlation	1	0,092	-0,176	0,214	-,526(*)	0,053	-0,085
	Sig. (2-tailed)		0,716	0,484	0,409	0,025	0,835	0,738
e03bfa	Pearson Correlation	0,092	1	,574(*)	0,091	-0,34	-0,206	-0,422
	Sig. (2-tailed)	0,716		0,013	0,729	0,168	0,413	0,081
e03civ	Pearson Correlation	-0,176	,574(*)	1	-0,028	-0,102	-0,407	-0,263
	Sig. (2-tailed)	0,484	0,013		0,915	0,687	0,094	0,292
e03mli	Pearson Correlation	0,214	0,091	-0,028	1	-0,25	0,171	,491(*)
	Sig. (2-tailed)	0,409	0,729	0,915		0,334	0,511	0,045
e03ner	Pearson Correlation	-,526(*)	-0,34	-0,102	-0,25	1	0,311	0,229
	Sig. (2-tailed)	0,025	0,168	0,687	0,334		0,209	0,36
e03sen	Pearson Correlation	0,053	-0,206	-0,407	0,171	0,311	1	0,303
	Sig. (2-tailed)	0,835	0,413	0,094	0,511	0,209		0,221
e03tgo	Pearson Correlation	-0,085	-0,422	-0,263	,491(*)	0,229	0,303	1
	Sig. (2-tailed)	0,738	0,081	0,292	0,045	0,36	0,221	

* Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed).

** Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

Source : Estimations des auteurs.

3-2-2 Analyse par l'approche de la corrélation des chocs structurels dans la zone CEMAC

a- Chocs de politique commerciale

Il n'existe aucun coefficient de corrélation significatif applicable aux pays de la zone CEMAC (Tableau 7) ; ce qui confirme les résultats du modèle gravitationnel qui montrait une faiblesse remarquable du niveau du commerce bilatéral dans la CEMAC. Ces résultats mettent donc en évidence la difficulté, pour les décideurs des pays de la CEMAC, à prendre les bonnes décisions dans le domaine du commerce.

Tableau 7 : Les chocs de demande réelle dans la CEMAC

Correlations						
		e01cmr	e01cog	e01gab	e01rca	e01ted
e01cmr	Pearson Correlation	1	-0,078	-0,242	0,313	-0,07
	Sig. (2-tailed)		0,759	0,334	0,206	0,784
e01cog	Pearson Correlation	-0,078	1	-0,281	-0,19	0,157
	Sig. (2-tailed)	0,759		0,259	0,45	0,534
e01gab	Pearson Correlation	-0,242	-0,281	1	-0,298	-0,177
	Sig. (2-tailed)	0,334	0,259		0,23	0,482
e01rca	Pearson Correlation	0,313	-0,19	-0,298	1	0,183
	Sig. (2-tailed)	0,206	0,45	0,23		0,468
e01ted	Pearson Correlation	-0,07	0,157	-0,177	0,183	1
	Sig. (2-tailed)	0,784	0,534	0,482	0,468	

* Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed).

Source : Estimations des auteurs.

b- Chocs de politique de prix

S'agissant de la politique des prix, les résultats sont identiques à ceux obtenus précédemment. L'inexistence de corrélation significative met en lumière une asymétrie plus marquée et plus évidente dans cette zone (Tableau 8).

Tableau 8 : Les chocs de prix dans la CEMAC

Correlations						
		e02cmr	e02cog	e02gab	e02rca	e02ted
e02cmr	Pearson Correlation	1	-0,288	0,379	-0,218	0,148
	Sig. (2-tailed)		0,246	0,121	0,385	0,557
e02cog	Pearson Correlation	-0,288	1	-0,291	0,061	-0,178
	Sig. (2-tailed)	0,246		0,241	0,809	0,48
e02gab	Pearson Correlation	0,379	-0,291	1	-0,245	0,189
	Sig. (2-tailed)	0,121	0,241		0,328	0,451
e02rca	Pearson Correlation	-0,218	0,061	-0,245	1	-0,195
	Sig. (2-tailed)	0,385	0,809	0,328		0,439
e02ted	Pearson Correlation	0,148	-0,178	0,189	-0,195	1
	Sig. (2-tailed)	0,557	0,48	0,451	0,439	

* Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed).

** Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

Source : Estimations des auteurs.

c- Chocs d'offre

Seule la corrélation entre le Cameroun et le Congo présente un significativité (Tableau 9). Ainsi, dans la zone CEMAC, la coordination des politiques économiques émanant de l'offre globale peut poser des problèmes aux instances chargées de mettre sur pied des stratégies de politique économique.

Tableau 9 : Les chocs d'offre dans la CEMAC

Correlations						
		e03cmr	e03cog	e03gab	e03rca	e03tcd
e03cmr	Pearson Correlation	1	,667(**)	-0,206	-0,086	0,153
	Sig. (2-tailed)		0,002	0,411	0,736	0,544
e03cog	Pearson Correlation	,667(**)	1	-0,26	-0,151	0,329
	Sig. (2-tailed)	0,002		0,298	0,549	0,182
e03gab	Pearson Correlation	-0,206	-0,26	1	-0,341	-0,197
	Sig. (2-tailed)	0,411	0,298		0,165	0,434
e03rca	Pearson Correlation	-0,086	-0,151	-0,341	1	0,116
	Sig. (2-tailed)	0,736	0,549	0,165		0,648
e03tcd	Pearson Correlation	0,153	0,329	-0,197	0,116	1
	Sig. (2-tailed)	0,544	0,182	0,434	0,648	

* Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed).
 ** Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

Source : Estimations des auteurs.

3-3 Décomposition de la variance et simulations

3-3-1 Sources des variations du commerce intra zone

Les tableaux 10 et 11 mettent en évidence la contribution des chocs aux fluctuations du niveau du commerce intra zone. On observe globalement une prédominance des chocs de demande réelle, pour la plupart des pays de l'échantillon. Un peu erratique dans la zone UEMOA, cette prédominance est beaucoup plus uniforme dans la zone CEMAC, avec environ, plus de 65 % de la contribution émanant du flux de commerce bilatérale intra zone. Elle se maintient, en général, après les cinq premières années, et elle justifie les 60 % de la variabilité du commerce intra zone. Cependant pour le Bénin, le Burkina et le Niger on observe une contribution beaucoup plus importante du PIB par tête aux variations du flux du commerce bilatérale. En effet, pour les deux premiers pays, c'est plutôt le niveau du PIB par tête qui contribue le plus aux fluctuations du commerce bilatéral, à long terme. Pour le Niger cependant, ce sont les contributions du prix qui prédominent, à long terme.

On observe en général, pour les réponses des chocs, que les changements dans le flux de commerce bilatéral intra zone se soldent, à court terme, par un effet négatif sur l'indice des prix à la consommation, et par un effet mixte sur le niveau du PIB par tête, A long terme, en revanche, on note un impact négatif marqué sur les prix, tandis que le niveau du flux bilatéral intra zone enregistre un tendance à la hausse. De même, on observe une tendance baissière de niveau du PIB par tête, à long terme.

Tableau 10 : Décomposition de la variance du flux de commerce bilatéral intra zone de la zone UEMOA

Période	S.E.	Shock1	Shock2	Shock3
Variance Decomposition of LOG(XIJGLOBEN):				
1	0.150135	100.0000	0.000000	0.000000
5	0.264290	83.26353	5.871962	10.86451
10	0.388755	59.21958	15.65540	25.12502
15	0.676868	45.95006	23.90523	30.14471
20	0.756678	36.98204	33.05826	29.95970
30	2.042641	40.65920	22.61947	36.72134
50	11.66852	38.07505	24.11810	37.80685
Variance Decomposition of LOG(XIJGLOBFA):				
1	0.148011	100.0000	0.000000	0.000000
5	0.214853	62.80076	17.17616	20.02308
10	0.237330	57.26020	18.59257	24.14723
15	0.260015	48.04890	16.51545	35.43565
20	0.292538	38.04508	13.57061	48.38431
30	0.414557	18.96404	7.998349	73.03761
50	1.097745	2.704634	3.314477	93.98089
Variance Decomposition of LOG(XIJGLOCIV):				
1	0.152230	100.0000	0.000000	0.000000
5	0.196317	79.51969	3.284235	17.19608
10	0.222349	67.87737	5.744821	26.37781
15	0.228050	66.95500	6.782640	26.26236
20	0.232076	66.09657	7.330528	26.57290
30	0.235348	65.48506	7.789820	26.72512
50	0.236742	65.22974	7.977647	26.79261
Variance Decomposition of LOG(XIJGLOMLI):				
1	0.264095	100.0000	0.000000	0.000000
5	0.310394	85.76544	9.529945	4.704612
10	0.348940	70.01906	22.39737	7.583572
15	0.361056	67.92771	23.57415	8.498145
20	0.365663	67.42608	24.19259	8.381332
30	0.372533	65.37970	25.88191	8.738390
50	0.374580	64.95906	26.26790	8.773038
Variance Decomposition of LOG(XIJGLONER):				
1	0.081684	100.0000	0.000000	0.000000
5	0.125655	73.59116	25.08560	1.323242
10	0.196232	37.57666	59.38742	3.035920
15	0.210067	33.42748	63.24821	3.324312
20	0.211398	33.01436	63.60329	3.382349
30	0.226363	29.12857	67.10142	3.770017
50	0.233716	27.47909	68.58772	3.933192
Variance Decomposition of LOG(XIJGLOSEN):				
1	0.235835	100.0000	0.000000	0.000000
5	0.278254	87.85902	4.455023	7.685955
10	0.311052	80.10167	4.208153	15.69017
15	0.322974	79.58445	4.834985	15.58056
20	0.325114	79.47270	5.094785	15.43252
30	0.340262	77.90317	7.911669	14.18516
50	0.341061	77.71148	8.120250	14.16827
Variance Decomposition of LOG(XIJGLOTGO):				
1	0.323775	100.0000	0.000000	0.000000
5	0.449873	85.44850	11.53520	3.016294
10	0.473732	82.36414	13.60695	4.028909
15	0.493894	82.12449	12.92214	4.953370
20	0.508637	81.72973	12.70828	5.561984
30	0.529351	81.30437	12.36312	6.332507
50	0.550319	80.91558	12.05892	7.025493

Source: Estimations des auteurs.

Tableau 11 : Décomposition de la variance du flux de commerce bilatéral intra zone de la CEMAC

Variance Decomposition of LOG(XIJGLOCMR):				
1	0.265559	100.0000	0.000000	0.000000
5	0.382932	61.47391	13.34300	25.18309
10	0.386512	60.72643	13.35645	25.91712
15	0.392081	60.58629	13.31590	26.09781
20	0.392731	60.56628	13.32086	26.11286
30	0.392836	60.56012	13.31719	26.12269
50	0.392841	60.56023	13.31716	26.12261
Variance Decomposition of LOG(XIJGLOGGO):				
1	0.365043	100.0000	0.000000	0.000000
5	0.484099	67.34091	8.959159	23.69993
10	0.508291	64.82309	12.49694	22.67997
15	0.509284	64.68606	12.60180	22.71214
20	0.509353	64.68193	12.60619	22.71188
30	0.509377	64.67996	12.60804	22.71200
50	0.509377	64.67995	12.60805	22.71200
Variance Decomposition of LOG(XIJGLOGAB):				
1	0.435950	100.0000	0.000000	0.000000
5	0.560006	86.80790	4.482065	8.710033
10	0.586560	86.60740	4.634192	8.758406
15	0.589345	86.46321	4.704050	8.832743
20	0.589828	86.40083	4.727282	8.871886
30	0.590081	86.34451	4.752239	8.903247
50	0.590252	86.30068	4.776391	8.922927
Variance Decomposition of LOG(XIJGLORCA):				
1	0.336661	100.0000	0.000000	0.000000
5	0.518613	77.27749	15.49281	7.229700
10	0.530955	74.22960	17.18369	8.586705
15	0.549204	73.53611	16.57054	9.893355
20	0.555076	72.61060	17.44449	9.944912
30	0.563540	72.02884	17.48837	10.48279
50	0.567595	71.71595	17.52691	10.75713
Variance Decomposition of LOG(XIJGLOTCD):				
1	0.650816	100.0000	0.000000	0.000000
5	0.765565	78.70514	5.613487	15.68137
10	0.828345	77.99689	5.574630	16.42848
15	0.851158	78.23846	5.481121	16.28042
20	0.856500	78.30335	5.469369	16.22728
30	0.859236	78.21523	5.499038	16.28573
50	0.859557	78.21696	5.497437	16.28561

Source : Estimations des auteurs.

3-3-2 Source de variations des prix

L'observation des tableaux 12 et 13 met en évidence la contribution des chocs aux fluctuations des prix. On distingue, en général, trois groupes de pays qui présentent des similitudes dans la contribution aux chocs de prix. Le premier groupe est constitué de pays dans lesquels la contribution des chocs de flux bilatéraux explique l'essentiel de la variabilité des prix. Il s'agit du Cameroun, de la Côte d'Ivoire, du Tchad, du Togo, et de la République Centrafricaine. Le niveau de contribution de ces différents chocs est d'environ 45 %, en moyenne, par pays. Le deuxième

groupe comprend les pays où la contribution des prix explique, en grande partie, la variabilité de l'indice des prix à la consommation. Il s'agit du Gabon, du Congo, du Sénégal, du Niger, et du Mali. La moyenne de la contribution de ces chocs est de 65 % par pays. Enfin, le dernier groupe, comprenant le Bénin et le Burkina, est caractérisé par une contribution forte du PIB par tête aux fluctuations des prix à la consommation. On note en moyenne, une contribution par pays de près 67 %.

L'analyse des réponses des chocs met en évidence un impact significatif du PIB par tête sur la variation des prix. Les estimations montrent qu'un choc de demande nominale matérialisant une augmentation des prix se solde par une augmentation à court terme du niveau du PIB par tête et du niveau de l'indice des prix à la consommation, et par une baisse du flux de commerce bilatéral. En revanche, à long terme, on note plutôt une réaction négative des flux de commerciaux bilatéraux et du PIB par tête.

Tableau 12 : Décomposition de la variance des prix de la zone UEMOA

Variance Decomposition of LOG(PIJBEN):				
1	0.015141	34.96025	65.03975	0.000000
5	0.085359	72.49811	11.60116	15.90072
10	0.166751	44.33165	21.63675	34.03160
15	0.262292	31.95195	32.08956	35.95849
20	0.291445	28.95290	37.73132	33.31579
30	0.964903	36.79808	25.31170	37.89022
50	5.518462	35.68853	26.20653	38.10494
Variance Decomposition of LOG(PIJBFA):				
1	0.090208	1.721550	98.27845	0.000000
5	0.173699	19.22585	33.96102	46.81313
10	0.220048	16.44884	25.59911	57.95205
15	0.270408	11.73887	18.83369	69.42744
20	0.340846	7.415007	12.92783	79.65716
30	0.565148	2.699821	6.276326	91.02385
50	1.661992	0.312242	2.965482	96.72228
Variance Decomposition of LOG(PIJCIV):				
Period	S.E.	Shock1	Shock2	Shock3
1	0.040949	6.517578	93.48242	0.000000
5	0.091891	45.77023	43.52624	10.70353
10	0.124623	41.60001	34.66251	23.73748
15	0.138698	42.46519	32.60469	24.93012
20	0.146384	42.52234	31.68743	25.79023
30	0.152809	42.63079	31.03829	26.33092
50	0.155470	42.66810	30.79197	26.53993
Variance Decomposition of LOG(PIJMLI):				
1	0.057066	3.268906	96.73109	0.000000
5	0.151555	20.50232	74.06584	5.431849
10	0.204392	13.29964	74.96200	11.73836
15	0.216605	18.05022	69.39932	12.55046
20	0.225058	18.53382	69.37484	12.09134
30	0.233617	18.39609	68.96790	12.63601
50	0.236590	18.43114	68.92728	12.64158
Variance Decomposition of LOG(PIJNER):				
1	0.036806	0.335635	99.66437	0.000000
5	0.084189	10.45402	86.73915	2.806837
9	0.093411	8.514581	87.46705	4.018371
14	0.104821	7.654303	88.01085	4.334849
19	0.111662	6.956405	88.40821	4.635389
29	0.120758	6.331179	88.78785	4.880973
50	0.128596	5.879795	89.06002	5.060181
Variance Decomposition of LOG(PIJSEN):				
1	0.036753	6.017192	93.98281	0.000000
5	0.139953	26.81872	67.52993	5.651344
9	0.200249	24.96535	64.73418	10.30047
14	0.225564	21.95382	63.35472	14.69146
19	0.230772	21.44178	61.75541	16.80282
29	0.237633	24.01113	59.47195	16.51691
50	0.241066	24.78903	59.09058	16.12039
Variance Decomposition of LOG(PIJGO):				
1	0.033863	1.786772	98.21323	0.000000
5	0.080177	33.37368	58.74939	7.876930
10	0.102028	51.91215	37.49706	10.59079
15	0.115383	56.82553	31.50592	11.66854
20	0.125140	59.76339	27.97570	12.26091
30	0.137988	62.65837	24.48768	12.85394
50	0.150344	64.77684	21.93595	13.28721

Source : Estimations des auteurs.

Tableau 13 : Décomposition de la variance des prix de la zone CEMAC

Variance Decomposition of LOG(PIJCMR):				
1	0.073367	20.71891	79.28109	0.000000
5	0.136479	34.87535	36.15394	28.97071
10	0.156258	43.59884	32.60426	23.79690
15	0.157490	43.27213	32.23531	24.49257
20	0.157634	43.31004	32.19240	24.49756
30	0.157694	43.30985	32.17374	24.51641
50	0.157696	43.31006	32.17316	24.51678
Variance Decomposition of LOG(PIJCGO):				
1	0.030290	6.997299	93.00270	0.000000
5	0.077730	32.00424	57.88572	10.11004
10	0.089749	33.39198	55.35406	11.25396
15	0.090574	33.75717	55.00011	11.24271
20	0.090586	33.75291	54.99967	11.24742
30	0.090601	33.75434	54.99815	11.24751
50	0.090601	33.75435	54.99813	11.24751
Variance Decomposition of LOG(PIJGAB):				
1	0.027667	2.032734	97.96727	0.000000
5	0.054066	12.17226	75.11917	12.70857
10	0.069674	8.801775	71.02762	20.17060
15	0.080796	8.751349	66.20555	25.04311
20	0.088548	8.968334	63.24227	27.78940
30	0.097831	9.255066	60.37369	30.37125
50	0.105119	9.459194	58.60151	31.93929
Variance Decomposition of LOG(PIJRCA):				
1	0.031613	9.894766	90.10523	0.000000
5	0.053842	19.52082	59.61567	20.86352
10	0.075005	40.50719	34.56005	24.93276
15	0.080888	38.75045	37.89793	23.35162
20	0.086523	41.22657	33.87774	24.89568
30	0.090498	41.56866	33.74554	24.68581
50	0.092573	41.90095	33.55593	24.54313
Variance Decomposition of LOG(PIJTCD):				
1	0.021669	49.52620	50.47380	0.000000
5	0.096010	80.04493	10.46268	9.492393
10	0.107252	79.75298	10.14111	10.10591
15	0.108206	78.82135	10.27697	10.90168
20	0.110083	79.22128	10.16051	10.61821
30	0.110890	79.38385	10.07888	10.53727
50	0.111012	79.39812	10.07155	10.53032

Source : Estimations des auteurs.

3-3-3 Source des variations de l'activité économique

Les sources de variation des fluctuations du niveau du PIB par tête s'expliquent, à court terme, en grande partie, par les chocs de politiques économiques, les chocs de politiques commerciales, et dans une moindre importance, par les chocs de prix. Les chocs de politique économique y contribuent pour 52 % en moyenne, ceux de politiques commerciales, pour 29 %, et les chocs de politique de prix, pour 19 %. Les chocs d'offre dans l'explication des fluctuations du PIB par tête, semblent prédominer.

Les fonctions de réponse aux chocs mettent en évidence des effets différents sur les variables cibles. A court terme, un choc d'offre a un impact positif sur le niveau du PIB par tête et des prix, ainsi que sur le flux de commerce bilatéral pour les pays comme le Bénin, le Mali, le Niger, le Sénégal, le Togo et le Gabon. L'impact est globalement négatif sur le niveau des prix et le niveau du commerce dans les pays comme la Côte d'Ivoire le Congo, et la Centrafrique. Par ailleurs, on constate un effet mitigé sur le commerce et les prix de certains pays, caractérisés par une augmentation du niveau du PIB par tête.

3-4 Estimation par le Filtre de Kalman

Les pays possédant les pourcentages les plus élevés constituent, en quelque sorte, le groupe le plus symétrique économiquement. Pour l'ensemble des chocs, c'est le cas, notamment, de la Côte d'Ivoire, du Gabon et du Cameroun. Par ailleurs, une symétrie plus grande existe au niveau des chocs de demande réel. Ce résultat confirme ceux déjà observés en utilisant les corrélations structurelles, et met ainsi en évidence la conception que nous avons du faible gain qu'engendrerait la disparition des asymétries commerciales.

L'estimation des chocs, résultant de l'application du modèle d'état mesure, donne les résultats suivants :

a- choc de politique commerciale

Seuls les chocs structurels affectant la Côte d'Ivoire (35,5%), le Bénin (15%), le Cameroun (22,7%), le Gabon (22,9%) et le Mali (7,6%) ont un effet significatif sur la composante commune.

b- chocs de politique de prix

Seuls les chocs affectant la Côte d'Ivoire sont associés à la composante commune. Les chocs émanant des autres pays ont un effet quasi nul sur la composante finale.

c- chocs d'offre

On enregistre, pour l'ensemble des pays, une composante commune des chocs structurels significatifs pour le Bénin, le Burkina Faso, la Côte d'Ivoire et le Gabon.

4- Interprétations des résultats

La théorie du cycle réel affirme que les fluctuations sont le résultat de l'interaction des seuls facteurs réels, à savoir : les préférences des agents, les possibilités technologiques, les dotations en facteurs et, éventuellement, les contraintes institutionnelles. Dans le cas des pays de la Zone Franc Franc, ce sont, principalement, les dotations en facteurs qui expliquent les fluctuations des niveaux de l'activité économique et des flux du commerce bilatéral.

La prédominance des chocs de politiques commerciales peut être interprétée par la faiblesse du niveau du commerce entre pays, par rapport au commerce global de ces pays, ainsi que par une inadéquation de la politique commerciale mise en œuvre dans ces pays. Une des raisons fondamentales de cette faiblesse du commerce intra zone est la similitude des structures de production et de consommation dans ces pays, ainsi que la persistance des barrières tarifaires, et le commerce informel. En effet, la similitude des structures de production amène les pays à proposer, sur le marché, les mêmes gammes de produits, ce qui a pour effet d'affaiblir le commerce entre pays voisins, puisque face à des produits identiques, les consommateurs choisiront de s'approvisionner sur le marché local. Le cas échéant, l'effet de snobisme est très marginal.

Une contribution relativement importante des chocs commerciaux sur la composante commune traduit la vulnérabilité des pays de la Zone Franc aux spécificités de leurs économies, principalement dominées par les exportations de matières premières. La forte contribution de l'agriculture, en général, et de l'agriculture de rente, en particulier, dans ces pays, fragilise la mise en place de politiques commerciales fiables dans la mesure où ce secteur est tributaire des aléas climatiques, notamment, de la pluviométrie. En effet, ces aléas causent directement des dommages immédiats sur l'offre en matières premières indispensables à ces entreprises pour leur fonctionnement.

La faiblesse notoire des chocs de prix à la composante commune met en évidence une maîtrise des tensions inflationnistes. C'est l'un des premiers objectifs dans la surveillance multilatérale des pays de la Zone Franc, qui émane aussi d'une ancienne tradition découlant de la discipline monétaire observée depuis l'avènement des programmes d'ajustements structurels. Cet objectif explique l'évolution contrôlée, par les autorités, dans chaque pays, et, en général, de façon concertée, par les banques centrales. La prédominance des impulsions imprimées par les chocs de politiques économiques sur les fluctuations des prix dans les pays de la zone CFA tire aussi sa justification de cet objectif.

La faible contribution des chocs d'offre aux fluctuations des prix s'explique également par la politique monétaire fixée par les banques centrales qui détermine la masse monétaire en fonction du taux de croissance économique, ainsi que des mesures supplémentaires prises pour stabiliser l'inflation en cas de surchauffe inflationniste. En effet, tout impact défavorable des chocs externes sur les prix est inhibé, voire annulé par les interventions des pouvoirs publics par le biais des subventions des produits de première nécessité ou des produits énergétiques. Ces mesures visent, en général, l'amélioration du pouvoir d'achat des consommateurs tout en suppléant aux contre performances dans les unités de production.

Enfin, les chocs d'offre sont peu significatifs pour les mêmes raisons que celles énoncées dans l'analyse des chocs commerciaux. Cette faiblesse peut s'expliquer par la structure des éléments qui la composent. En effet, celle-ci est largement dominée par les dépenses de fonctionnement et de la dette qui n'ont qu'un faible pouvoir de stimulation sur l'activité globale.

5- Recommandations de politiques économiques

Les résultats de cette étude mettent en évidence une asymétrie manifeste de la réponse des pays de la zone UEMOA et CEMAC aux différents chocs. Ils montrent aussi que le choc de prix et celui d'offre sont les plus asymétriques. Les implications de ces résultats, en termes de politiques économiques, sont multiples. Ainsi, les résultats empiriques des modèles gravitationnels mettent en évidence :

- une augmentation de 120 % du commerce bilatéral provenant de l'effet frontière dans le temps ;
- une diminution de l'effet distance dans le temps qui fait que les gains provenant de cette diminution font gagner 62.4 % de flux de commerce intra zone supplémentaire ;
- une accentuation des effets institutionnels sur le commerce bilatéral intra zone qui se chiffre à 80 %.

Par ailleurs, la prédominance des chocs de politiques commerciales fait ressortir la mise en place, ces dernières années, de mesures visant à redynamiser la structure des industries des pays de la zone CFA. Cependant, à terme, la liaison étroite entre les conditions climatiques et l'offre de matières premières pose des problèmes d'approvisionnement. Il est donc indispensable de promouvoir la diversification du tissu économique et industriel pour permettre l'émergence de

nouveaux secteurs capables d'assurer un rythme de croissance régulier. La diversification doit être suivie d'une politique agricole et industrielle optimale. Il s'agit de s'orienter vers des secteurs ou des niches à haut potentiel de valeur ajoutée et de création de main d'œuvre, afin d'éviter à ces pays, l'effondrement de leurs industries naissantes, en raison de la très rude concurrence sur le marché international.

Les faibles contributions de chocs d'offre, interpellent donc les autorités sur la nécessité de la mise en place d'une ligne de politique économique soutenue, pour une réduction de l'incidence de la pauvreté de moitié, en vue de l'atteinte des Objectifs du millénaire pour le développement (OMD). Il est donc indispensable, vu la faiblesse des contributions des chocs d'offre, que des mesures soient prises pour réduire le train de vie de l'Etat, en diminuant surtout les dépenses de fonctionnement, et en se focalisant sur les investissements, et davantage sur les infrastructures de bases qui font cruellement défaut dans ces pays. Est-il concevable que l'on parle d'intégration économique ou d'union économique et monétaire alors qu'il n'existe pas de voies de communication entre les différents pays qui constituent l'union? La mise en place d'infrastructures diminuerait, de façon très significative, les coûts de transports. Les décideurs politiques doivent y songer.

Conclusion

En se fondant sur les modèles gravitationnels, cette étude a mis en évidence un effet important des zones monétaires sur le niveau du commerce bilatéral intra zone. L'approche par le critère de symétrie des chocs utilisée, d'autre part, stipule aussi, en filigrane, que les pays qui ont intérêt à être membres de l'union monétaire sont ceux qui ont des chocs attachés à la composante commune et symétrique à celle-ci.

Ce gain proviendrait des chocs qui frappent les économies, et qui suscitent des effets similaires ou symétriques. Ainsi, le fait d'appartenir à la zone monétaire constituerait un coût négligeable, puisque les mesures de politiques économiques communes prises au niveau supra national par les banques centrales et les unions économiques seraient un filet de sécurité pour les pays concernés. Cependant, le coût reste élevé, quand les chocs sont très spécifiques.

Ainsi, cette étude a cherché à identifier les chocs d'offre et de demande, et à apprécier leur influence sur les variables macroéconomiques à travers un modèle VAR structurel. Ses résultats montrent que, de façon générale, les chocs de demande réels produisent des effets symétriques sur les variables macroéconomiques, pour un groupe de pays donné. Par ailleurs, à partir de l'estimation des modèles état mesure, il apparaît, généralement, que seuls les chocs de politiques commerciales affectant les économies ont un effet significatif sur la composante commune. Il en résulte donc que les pays de la zone monétaire CFA sont plus proches par leurs politiques commerciales.

Références bibliographiques

- Anderson, J. 1979. "A theoretical Foundation for the gravity equation". *American Economic Review* 69, 106-116.
- Bayoumi, T. et Eichengreen, B. 1996. "Operationalising the Theory of Optimum Currency Areas". Working paper, CEPR.
- Bayoumi, T. et Eichengreen, B. (1994), "One Money or Many? Analysing The Prospects of Monetary Unification in Various Parts of The World", Princeton Studies in International Finance, 16, International Finance Section, Princeton University.
- Bergstrand, J.H. 1985. "The Gravity Equation in International Trade : some Microeconomic Foundations and Empirical Evidence". *Review of Economics and Statistics*, 67, 474-481, August.
- _____ 1989. "The Generalised Gravity Equation Monopolistic Competition, and the Factor-Proportions Theory in International Trade," *Review of Economics and Statistics*, 71, 143-153, February.
- Blanchard, O. et Quah, D. 1989. "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances". *American Economic Review*, pp. 654-673, September.
- Carrere, C. 2005. "Regional Agreement and the Welfare in the South When Scale Economies in Transport Matters". University of Lausanne, Switzerland. mimeo.
- Combes, P., Mayer, T. et Thisse, J.F. 2005. "Gravitation et coûts de transfert", Chapitre 5, Décembre.
- Deardorff A., 1995 "Determinants of Bilateral Trade: Does gravity Work in Neoclassical World? ", NBER Working Paper, n°5377, December
- Evenett, J. et Keller, W. 1998. "On Theories Explaining the Success of the Gravity Equation". Working Paper N°.6529. NBER.
- Fielding, D., et K. Shields. 1999. "Is the Franc Zone an Optimal Currency Area?" Leicester: University of Leicester, Department of Economics.
- Frankel, J. A. 1997. "Regional Trading Blocs in the World Economic System". Institute for International Economics, Washington DC.
- Funke, M., Fitzroy, F. 1995, Capital-Skill Complementarity in West German Manufacturing, *Empirical Economics*, 20, 651-665.
- Helpman E., 1987, Imperfect competition and international trade: Evidence from fourteen industrial countries, *Journal of the Japanese and International Economies* 1, 62-81.
- Hummels, D. et Levinsohn J. 1995. "Monopolistic Competition and International Trade:Reconsidering the Evidence", *Quarterly Journal of Economics* : 799-836.
- King, R. G., G. H. Plosser, J. H. Stock, and M. W. Watson 1991. "Stochastic Trends and Economic Fluctuations", *American Economic Review*, vol. 81, p. 819-840.
- Leamer, E.E., Stern R.M., 1970, Quantitative International Economics, Allyn and Bacon, Boston.

- Linnemann, H. 1966. *An Econometric Study of International Trade Flows*, Amsterdam, North-Holland.
- Lochard, J. 2005. " Les unions monétaires et leurs effets sur les échanges et les investissements internationaux ". Thèse de Doctorat ès Sciences Économiques, Université Paris I - Panthéon - Sorbonne U.F.R de Sciences Économiques.
- Mac Kinnon, R. 1963. Optimum currency areas. *AER*, vol. 53, pages pp. 717-724.
- Mundell R.A. (1961), " A Theory of Optimum Currency Areas ", *American Economic Review*, n°4.
- Ravenstein, E.G. 1885. "The laws of migration. *Journal of the Royal Statistical Society*". 48, 167-227.
- Rose, A. 2000. *One Money, One Market: Estimating the Effect of Common Currencies on Trade*. Forthcoming, *Economic Policy*, Février.
- Rose, A. 2001. " Étude pratique des zones monétaires communes ".
- Rose, A. K., et Engel, C. 2000 " Currency Unions and International Integration ". Document de travail no 7872, National Bureau of Economic Research.
- Shapiro, M.D. and M.W. Watson, 1988, "Sources of Business Cycle Fluctuations," *NBER Macroeconomics Annual*, MIT Press.
- Young, E.C. 1924. "The movement of farm population. Cornell Agricultural Experimental Station". Bulletin 426, Ithaca, New York.

Annexes

Tableau 14 : Sources et disponibilité des variables

Abréviation	Description	Période	Source	Type
XIJ	Flux de commerce bilatéral	1980-2000	World Bank Data Base	Endogène
GDPi	Niveau du PIB du pays i	1980-2000	World Bank Data Base	Exogène
GDPj	Niveau du PIB du pays j	1980-2000	World Bank Data Base	Exogène
GDPTi	Niveau du PIB par tête du pays i	1980-2000	World Bank Data Base	Exogène
GDPTj	Niveau du PIB par tête du pays j	1980-2000	World Bank Data Base	Exogène
Dij	Distance entre les pays i et j	1980-2000	CEPII	Exogène
LAND	Frontière entre les pays i et j	1980-2000	World Bank Data Base	Exogène
UEMOA	Pays appartenant à l'UEMOA	1980-2000	World Bank Data Base	Exogène
CEMAC	Pays appartenant à la CEMAC	1980-2000	World Bank Data Base	Exogène
OIL	Côte d'Ivoire, Cameroun, Congo, Gabon	1980-2000	World Bank Data Base	Exogène
COTON	Bénin, Burkina-Faso, Centrafrique, Mali, Niger, Tchad, Togo	1980-2000	World Bank Data Base	Exogène

Source: Les auteurs.

Tableau 15 : Commerce bilatéral par paire dans la zone UEMOA et CEMAC

UEMOA	Montant en Milliards de \$	CEMAC	Montant en Milliards de \$
MALI TO BENIN	5,58975854	TCDTOGAB	0,06157383
BENIN TO BURKINA	19,3504369	RCATOCGO	0,441544
MALI TO NIGER	30,13219398	GABTORCA	3,87506151
NIGER TO SENEGAL	37,02855788	CGOTORCA	6,9671015
TOGO TO SENEGAL	103,9322312	TCDTOCGO	6,998766
NIGER TO BENIN	111,5991176	TCDTORCA	27,8211811
BENIN TO SENEGAL	189,2139994	GABTOCGO	56,578946
TOGO TO BURKINA	209,826437	RCATOCMR	298,391508
BENIN TO TOGO	239,489703	TCDTOCMR	329,730869
BENIN TO COTE D IVOIRE	591,040127	CMRTOCGO	436,63781
COTE D IVOIRE TO NIGER	853,7939	CMRTOGAB	659,557647
SENEGAL TO MALI	951,1990167	TOTAL	1827,06201
COTE D IVOIRE TO TOGO	1094,246716		
SENEGAL TO COTE D IVOIRE	1615,276527		
COTE D IVOIRE TO BURKINA	2788,337404		
MALI TO COTE D IVOIRE	3331,885322		
TOTAL	12171,94145		

Source: Estimations des auteurs

Tableau 16: Part de la variance des chocs macroéconomiques de la zone CFA expliquée par la tendance commune

		EXPORTATIONS	PRIX	PIB
		CHOCS DE DEMANDE REEL	CHOCS DE DEMANDE NOMINAL	CHOCS D'OFFRE
UEMOA	BENIN	15,031%	0,000%	3,445%
	BURKINA	4,082%	1,912%	0,001%
	COTE D'IVOIRE	35,480%	16,986%	17,282%
	MALI	7,565%	0,038%	2,204%
	NIGER	0,028%	0,189%	0,019%
	SENEGAL	3,267%	0,000%	7,095%
	TOGO	1,147%	0,001%	9,230%
CEMAC	CAMEROUN	22,772%	0,001%	7,846%
	CENTRAFRIQUE	0,028%	0,189%	0,019%
	CONGO	0,109%	0,000%	0,183%
	GABON	22,896%	0,002%	13,600%
	TCHAD	3,272%	0,001%	1,085%

Source: Estimations des auteurs.

Tableau 17 : Les chocs de demande réelle dans la zone CFA

		Correlations											
		e01ben	e01bfa	e01civ	e01mli	e01ner	e01sen	e01tgo	e01cmr	e01cog	e01gab	e01rca	e01tcd
e01ben	Pearson Correlation	1	,552(*)	0,128	0,299	,586(*)	-0,032	-0,086	-0,297	0,362	0,122	-0,404	-0,216
	Sig. (2-tailed)		0,017	0,614	0,244	0,011	0,899	0,733	0,231	0,14	0,629	0,096	0,39
e01bfa	Pearson Correlation	,552(*)	1	0,452	-0,011	-0,131	0,231	-0,222	-0,362	0,262	-0,171	0,113	0,25
	Sig. (2-tailed)	0,017		0,06	0,965	0,604	0,357	0,377	0,14	0,293	0,496	0,654	0,317
e01civ	Pearson Correlation	0,128	0,452	1	-0,005	0,416	,470(*)	0,228	-0,359	-0,166	0,388	0,118	-0,026
	Sig. (2-tailed)	0,614	0,06		0,985	0,086	0,049	0,362	0,144	0,51	0,112	0,641	0,918
e01mli	Pearson Correlation	0,299	-0,011	-0,005	1	-0,261	0,201	,534(*)	0,398	0,195	-0,3	-0,245	-0,234
	Sig. (2-tailed)	0,244	0,965	0,985		0,311	0,438	0,027	0,114	0,454	0,242	0,344	0,367
e01ner	Pearson Correlation	-,586(*)	-0,131	0,416	-0,261	1	,502(*)	0,379	-0,06	-0,409	0,258	0,209	0,07
	Sig. (2-tailed)	0,011	0,604	0,086	0,311		0,034	0,121	0,813	0,092	0,301	0,404	0,781
e01sen	Pearson Correlation	-0,032	0,231	,470(*)	0,201	,502(*)	1	0,265	0,269	-0,236	0,1	0,168	-0,164
	Sig. (2-tailed)	0,899	0,357	0,049	0,438	0,034		0,287	0,28	0,345	0,693	0,506	0,515
e01tgo	Pearson Correlation	-0,086	-0,222	0,228	,534(*)	0,379	0,265	1	0,027	0,034	0,002	-0,094	-0,175
	Sig. (2-tailed)	0,733	0,377	0,362	0,027	0,121	0,287		0,915	0,894	0,993	0,711	0,487
e01cmr	Pearson Correlation	-0,297	-0,362	-0,359	0,398	-0,06	0,269	0,027	1	-0,078	-0,242	0,313	-0,07
	Sig. (2-tailed)	0,231	0,14	0,144	0,114	0,813	0,28	0,915		0,759	0,334	0,206	0,784
e01cog	Pearson Correlation	0,362	0,262	-0,166	0,195	-0,409	-0,236	0,034	-0,078	1	-0,281	-0,19	0,157
	Sig. (2-tailed)	0,14	0,293	0,51	0,454	0,092	0,345	0,894	0,759		0,259	0,45	0,534
e01gab	Pearson Correlation	0,122	-0,171	0,388	-0,3	0,258	0,1	0,002	-0,242	-0,281	1	-0,298	-0,177
	Sig. (2-tailed)	0,629	0,496	0,112	0,242	0,301	0,693	0,993	0,334	0,259		0,23	0,482
e01rca	Pearson Correlation	-0,404	0,113	0,118	-0,245	0,209	0,168	-0,094	0,313	-0,19	-0,298	1	0,183
	Sig. (2-tailed)	0,096	0,654	0,641	0,344	0,404	0,506	0,711	0,206	0,45	0,23		0,468
e01tcd	Pearson Correlation	-0,216	0,25	-0,026	-0,234	0,07	-0,164	-0,175	-0,07	0,157	-0,177	0,183	1
	Sig. (2-tailed)	0,39	0,317	0,918	0,367	0,781	0,515	0,487	0,784	0,534	0,482	0,468	

* Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed).

Source : Estimations des auteurs.

Tableau 18 : Les chocs de prix dans la zone CFA

Correlations													
		e02ben	e02bfa	e02civ	e02mli	e02ner	e02sen	e02tgo	e02cmr	e02cog	e02gab	e02rca	e02tcd
e02ben	Pearson Correlation	1	0,038	0,098	-0,296	,565(*)	-0,025	0,051	-0,021	-0,411	-0,092	0,029	-0,152
	Sig. (2-tailed)		0,881	0,698	0,249	0,015	0,923	0,841	0,935	0,091	0,718	0,909	0,548
e02bfa	Pearson Correlation	0,038	1	,720(**)	-,483(*)	-0,147	-0,198	-0,256	,591(**)	-0,328	0,229	0,159	-0,149
	Sig. (2-tailed)	0,881		0,001	0,05	0,56	0,431	0,305	0,01	0,185	0,36	0,529	0,554
e02civ	Pearson Correlation	0,098	,720(**)	1	0,179	0,204	0,458	0,27	-0,155	0,121	-0,293	-0,202	-0,019
	Sig. (2-tailed)	0,698	0,001		0,491	0,417	0,056	0,279	0,539	0,632	0,237	0,421	0,94
e02mli	Pearson Correlation	-0,296	-,483(*)	0,179	1	-0,125	-0,078	0,464	,643(**)	0,35	-0,217	0,014	-0,002
	Sig. (2-tailed)	0,249	0,05	0,491		0,633	0,765	0,06	0,005	0,168	0,403	0,956	0,993
e02ner	Pearson Correlation	,565(*)	-0,147	0,204	-0,125	1	-0,277	0,206	-0,088	-0,443	0,298	0,018	-0,056
	Sig. (2-tailed)	0,015	0,56	0,417	0,633		0,266	0,413	0,729	0,066	0,229	0,945	0,825
e02sen	Pearson Correlation	-0,025	-0,198	0,458	-0,078	-0,277	1	0,13	0,224	0,232	-0,104	-0,04	-0,18
	Sig. (2-tailed)	0,923	0,431	0,056	0,765	0,266		0,606	0,371	0,354	0,681	0,875	0,474
e02tgo	Pearson Correlation	0,051	-0,256	0,27	0,464	0,206	0,13	1	-0,036	-0,004	0,05	-0,119	0,402
	Sig. (2-tailed)	0,841	0,305	0,279	0,06	0,413	0,606		0,887	0,986	0,842	0,637	0,098
e02cmr	Pearson Correlation	-0,021	,591(**)	-0,155	,643(**)	-0,088	0,224	-0,036	1	-0,288	0,379	-0,218	0,148
	Sig. (2-tailed)	0,935	0,01	0,539	0,005	0,729	0,371	0,887		0,246	0,121	0,385	0,557
e02cog	Pearson Correlation	-0,411	-0,328	0,121	0,35	-0,443	0,232	-0,004	-0,288	1	-0,291	0,061	-0,178
	Sig. (2-tailed)	0,091	0,185	0,632	0,168	0,066	0,354	0,986	0,246		0,241	0,809	0,48
e02gab	Pearson Correlation	-0,092	0,229	-0,293	-0,217	0,298	-0,104	0,05	0,379	-0,291	1	-0,245	0,189
	Sig. (2-tailed)	0,718	0,36	0,237	0,403	0,229	0,681	0,842	0,121	0,241		0,328	0,451
e02rca	Pearson Correlation	0,029	0,159	-0,202	0,014	0,018	-0,04	-0,119	-0,218	0,061	-0,245	1	-0,195
	Sig. (2-tailed)	0,909	0,529	0,421	0,956	0,945	0,875	0,637	0,385	0,809	0,328		0,439
e02tcd	Pearson Correlation	-0,152	-0,149	-0,019	-0,002	-0,056	-0,18	0,402	0,148	-0,178	0,189	-0,195	1
	Sig. (2-tailed)	0,548	0,554	0,94	0,993	0,825	0,474	0,098	0,557	0,48	0,451	0,439	

* Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed).

** Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

Source : Estimations des auteurs.

Tableau 19 : Les chocs d'offre réelle dans la zone CFA

		Correlations											
		e03ben	e03bfa	e03civ	e03mli	e03ner	e03sen	e03tgo	e03cmr	e03cog	e03gab	e03rca	e03tcd
e03ben	Pearson Correlation	1	0,092	-0,176	0,214	-,526(*)	0,053	-0,085	-,555(*)	-0,13	-0,301	0,437	0,387
	Sig. (2-tailed)		0,716	0,484	0,409	0,025	0,835	0,738	0,017	0,607	0,225	0,069	0,113
e03bfa	Pearson Correlation	0,092	1	,574(*)	0,091	-0,34	-0,206	-0,422	-0,382	-0,38	0,264	0,034	-0,025
	Sig. (2-tailed)	0,716		0,013	0,729	0,168	0,413	0,081	0,118	0,12	0,29	0,894	0,923
e03civ	Pearson Correlation	-0,176	,574(*)	1	-0,028	-0,102	-0,407	-0,263	0,009	-0,132	0,223	0,149	-0,177
	Sig. (2-tailed)	0,484	0,013		0,915	0,687	0,094	0,292	0,972	0,601	0,375	0,555	0,482
e03mli	Pearson Correlation	0,214	0,091	-0,028	1	-0,25	0,171	,491(*)	-0,192	-0,194	0,326	0,16	0,12
	Sig. (2-tailed)	0,409	0,729	0,915		0,334	0,511	0,045	0,461	0,455	0,201	0,539	0,647
e03ner	Pearson Correlation	-,526(*)	-0,34	-0,102	-0,25	1	0,311	0,229	,809(**)	,517(*)	-0,281	-0,123	0,076
	Sig. (2-tailed)	0,025	0,168	0,687	0,334		0,209	0,36	0	0,028	0,259	0,626	0,764
e03sen	Pearson Correlation	0,053	-0,206	-0,407	0,171	0,311	1	0,303	0,404	0,345	-0,186	-0,022	0,31
	Sig. (2-tailed)	0,835	0,413	0,094	0,511	0,209		0,221	0,097	0,161	0,461	0,931	0,211
e03tgo	Pearson Correlation	-0,085	-0,422	-0,263	,491(*)	0,229	0,303	1	0,073	-0,044	-0,026	0,076	-0,052
	Sig. (2-tailed)	0,738	0,081	0,292	0,045	0,36	0,221		0,775	0,864	0,919	0,764	0,837
e03cmr	Pearson Correlation	-,555(*)	-0,382	0,009	-0,192	,809(**)	0,404	0,073	1	,667(**)	-0,206	-0,086	0,153
	Sig. (2-tailed)	0,017	0,118	0,972	0,461	0	0,097	0,775		0,002	0,411	0,736	0,544
e03cog	Pearson Correlation	-0,13	-0,38	-0,132	-0,194	,517(*)	0,345	-0,044	,667(**)	1	-0,26	-0,151	0,329
	Sig. (2-tailed)	0,607	0,12	0,601	0,455	0,028	0,161	0,864	0,002		0,298	0,549	0,182
e03gab	Pearson Correlation	-0,301	0,264	0,223	0,326	-0,281	-0,186	-0,026	-0,206	-0,26	1	-0,341	-0,197
	Sig. (2-tailed)	0,225	0,29	0,375	0,201	0,259	0,461	0,919	0,411	0,298		0,165	0,434
e03rca	Pearson Correlation	0,437	0,034	0,149	0,16	-0,123	-0,022	0,076	-0,086	-0,151	-0,341	1	0,116
	Sig. (2-tailed)	0,069	0,894	0,555	0,539	0,626	0,931	0,764	0,736	0,549	0,165		0,648
e03tcd	Pearson Correlation	0,387	-0,025	-0,177	0,12	0,076	0,31	-0,052	0,153	0,329	-0,197	0,116	1
	Sig. (2-tailed)	0,113	0,923	0,482	0,647	0,764	0,211	0,837	0,544	0,182	0,434	0,648	

* Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed).

** Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

Source : Estimations des auteurs.

Tableau 20 : Recherche du nombre de retards à introduire dans le modèle VAR

Endogenous variables : LOG(XIJGLOCIV) LOG(PIJCIVTOBEN) LOG(GDPTCIVTOBEN)						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	43.51649	NA	2.23 ^c -06	-4.501832	-4.353437	-4.481371
1	86.13532	66.29596	5.43 ^c -08	-8.237258	-7.643677	-8.155411
2	101.6581	18.97228	2.93 ^c -08	-8.962011	-7.923244	-8.818779
3	122.2224	18.27941	1.09 ^c -08	-10.24694	-8.762984	-10.04232
4	154.6015	17.98837*	1.66 ^c -09*	-12.84461*	-10.91547*	-12.57861*

Endogenous variables : LOG(XIJGLOCMR) LOG(PIJCMRTOBEN) LOG(GDPTCMRTOBEN)						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	23.97988	NA	1.95 ^c -05	-2.331098	-2.182703	-2.310636
1	57.67634	52.41671	1.28 ^c -06	-5.075149	-4.481568	-4.993302
2	78.06088	24.91444	4.03 ^c -07	-6.340098	-5.301331	-6.196866
3	89.75435	10.39420	4.02 ^c -07	-6.639372	-5.155419	-6.434755
4	123.8742	18.95547*	5.04 ^c -08*	-9.430466*	-7.501327*	-9.164464*

Endogenous variables : LOG(XIJGLOGCO) LOG(PIJCGOTOBEN) LOG(GDPTCGOTOBEN)						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	30.56712	NA	9.39 ^c -06	-3.063013	-2.914618	-3.042552
1	67.01003	56.68897	4.55 ^c -07	-6.112226	-5.518644	-6.030379
2	86.10682	23.34052	1.65 ^c -07	-7.234091	-6.195324	-7.090859
3	105.3282	17.08567	7.11 ^c -08	-8.369800	-6.885847	-8.165183
4	139.0876	18.75523*	9.29 ^c -09*	-11.12085*	-9.191708*	-10.85485*

Endogenous variables : LOG(XIJGLOBEN) LOG(PIJBENTOBFA) LOG(GDPTBENTOBFA)						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	38.97828	NA	3.69 ^c -06	-3.997587	-3.849192	-3.977125
1	91.45367	81.62837	3.01 ^c -08	-8.828185	-8.234604	-8.746338
2	98.37525	8.459719	4.22 ^c -08	-8.597250	-7.558483	-8.454018
3	111.9958	12.10714	3.39 ^c -08	-9.110643	-7.626690	-8.906026
4	148.8068	20.45055*	3.16 ^c -09*	-12.20075*	-10.27161*	-11.93475*

Endogenous variables : LOG(XIJGLOBFA) LOG(PIJBFATOBEN) LOG(GDPTBFATOBEN)						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	40.58097	NA	3.09 ^c -06	-4.175663	-4.027268	-4.155202
1	68.65602	43.67231*	3.79 ^c -07*	-6.295114	-5.701533*	-6.213267
2	70.40858	2.142015	9.43 ^c -07	-5.489842	-4.451075	-5.346610
3	85.46855	13.38664	6.46 ^c -07	-6.163173	-4.679220	-5.958556
4	100.0155	8.081614	7.14 ^c -07	-6.779496*	-4.850357	-6.513493*

Endogenous variables : LOG(XIJGLOGAB) LOG(PIJGABTOBEN) LOG(GDPTGABTOBEN)						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	34.22539	NA	6.25 ^c -06	-3.469488	-3.321093	-3.449026
1	60.20145	40.40719*	9.69 ^c -07	-5.355716	-4.762135	-5.273870
2	69.97930	11.95071	9.89 ^c -07	-5.442144	-4.403377	-5.298912
3	84.06947	12.52460	7.55 ^c -07	-6.007719	-4.523766	-5.803102
4	102.8605	10.43944	5.20 ^c -07*	-7.095607*	-5.166469*	-6.829605*

Endogenous variables : LOG(XIJGLOMLI) LOG(PIJMLITOBEN) LOG(GDPTMLITOBEN)						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	29.51819	NA	8.87 ^c -06	-3.119787	-2.972749	-3.105171
1	62.46093	50.38302	5.45 ^c -07	-5.936580	-5.348429	-5.878116
2	81.31364	22.17966*	1.94 ^c -07	-7.095722	-6.066459	-6.993411
3	91.58697	8.460390	2.41 ^c -07	-7.245526	-5.775149	-7.099367
4	120.2300	13.47906	6.09 ^c -08*	-9.556467*	-7.644978*	-9.366462*

Source : Estimations des auteurs.

Tableau 21 : Recherche du nombre de retards à introduire dans le modèle VAR (suite)

Endogenous variables: LOG(XIJGLONER) LOG(PIJNERTOEN) LOG(GDPTNERTOEN)						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	59.03225	NA	3.97e-07	-6.225805	-6.077410	-6.205343
1	99.62431	63.14322*	1.21e-08	-9.736035	-9.142454*	-9.654188
2	106.6008	8.526779	1.69e-08	-9.511196	-8.472429	-9.367964
3	117.0346	9.274518	1.94e-08	-9.670511	-8.186558	-9.465894
4	137.9132	11.59924	1.06e-08*	-10.99036*	-9.061221	-10.72436*

Endogenous variables: LOG(XIJGLORCA) LOG(PIJRCATOEN) LOG(GDPTRCATOEN)						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	30.88513	NA	9.06e-06	-3.098348	-2.949953	-3.077887
1	69.21418	59.62296	3.56e-07	-6.357131	-5.763550	-6.275284
2	83.87355	17.91701*	2.11e-07	-6.985950	-5.947183	-6.842718
3	91.05694	6.385236	3.47e-07	-6.784105	-5.300152	-6.579488
4	111.4627	11.33656	2.00e-07*	-8.051416*	-6.122277*	-7.785414*

Endogenous variables: LOG(XIJGLOSEN) LOG(PIJSENTOEN) LOG(GDPTSENTOEN)						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	36.44494	NA	4.88e-06	-3.716105	-3.567710	-3.695643
1	86.07032	77.19503	5.47e-08	-8.230036	-7.636455	-8.148189
2	96.68967	12.97920	5.09e-08	-8.409963	-7.371196	-8.266731
3	108.8634	10.82110	4.80e-08	-8.762600	-7.278648	-8.557983
4	148.3380	21.93032*	3.32e-09*	-12.14866*	-10.21952*	-11.88266*

Endogenous variables: LOG(XIJGLOTCD) LOG(PIJTCDTOEN) LOG(GDPTTCDTOEN)						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	13.92510	NA	5.96e-05	-1.213900	-1.065505	-1.193439
1	51.08469	57.80381*	2.67e-06	-4.342744	-3.749163	-4.260897
2	64.75701	16.71061	1.77e-06	-4.861890	-3.823123	-4.718658
3	73.96937	8.188767	2.32e-06	-4.885486	-3.401533	-4.680869
4	92.52886	10.31083	1.64e-06*	-5.947651*	-4.018512*	-5.681649*

Endogenous variables: LOG(XIJGLOTGO) LOG(PIJTGOTOEN) LOG(GDPTTGOTOEN)						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	33.88071	NA	6.50e-06	-3.431190	-3.282794	-3.410728
1	70.61118	57.13629*	3.05e-07*	-6.512354	-5.918772*	-6.430507
2	76.87780	7.659201	4.60e-07	-6.208645	-5.169878	-6.065413
3	89.79942	11.48588	3.99e-07	-6.644380	-5.160427	-6.439763
4	101.3832	6.435418	6.13e-07	-6.931463*	-5.002325	-6.665461*

Source : Estimations des auteurs.