



Munich Personal RePEc Archive

Synchronization of supply and demand shocks in the Economic Community of West African States (ECOWAS)

Zouri, Stéphane

Paris School of Economics, Université Paris 1 Panthéon Sorbonne

22 July 2019

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/95291/>
MPRA Paper No. 95291, posted 23 Jul 2019 00:25 UTC

SYNCHRONISATION DES CHOCS D'OFFRE ET DE DEMANDE DANS LA COMMUNAUTE ECONOMIQUE DES ETATS DE L'AFRIQUE DE L'OUEST (CEDEAO)¹

Stéphane ZOURI

Paris School of Economics & Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne

stephane.zouri@psemail.eu

Juillet 2019

Résumé : Le présent article s'intéresse à la synchronisation des chocs d'offre et de demande en Afrique de l'Ouest au regard de la volonté des Chefs d'Etat de la CEDEAO de créer une monnaie unique à l'horizon 2020. Basé sur la méthodologie de Blanchard et Quah (1989), l'article s'appuie sur des modèles vectoriels autorégressifs structurels (SVAR) pour identifier ces chocs dans la région. Par rapport aux précédents travaux dans ce domaine, il est novateur car il propose une nouvelle manière d'analyser la corrélation dynamique des chocs dans la région. De plus, l'étude proposée permet d'analyser la dynamique d'ajustement des variables macroéconomiques face aux différents chocs. Les résultats montrent que les économies de la région sont marquées par des degrés d'asymétries relativement élevés au sens où les réponses à un même type de choc sont différentes. Toutefois, l'article montre que la synchronisation des chocs évolue au fil des années entre les pays de la région. Ainsi, l'article souligne la nécessité d'une analyse dynamique des chocs car une union monétaire qui est considérée dès le départ comme coûteuse peut au fil du temps devenir bénéfique.

Abstract: This paper focuses on the synchronization of supply and demand shocks in West Africa given the willingness of ECOWAS Heads of State to create a single currency by 2020. Based on the methodology of Blanchard and Quah (1989), the paper relies on structural autoregressive vector models (SVAR) to identify these shocks in the region. Unlike previous works in this area, it is innovative as it proposes a new way of analyzing the dynamic correlation of shocks in the region. In addition, the proposed study makes it possible to analyze the adjustment dynamics of macroeconomic variables to different shocks. The results show that the economies of the zone are marked by relatively high degrees of asymmetry in the sense that the responses to the same type of shock are different. However, the paper shows that the synchronization of shocks evolves over time between the countries in the region. Thus, the paper indicates the need to take into account the dynamic aspect of shocks, since a monetary union considered from the outset to be expensive may over time become beneficial.

Mots-clefs : synchronisation, chocs macroéconomiques, VAR structurels, CEDEAO

Keywords: synchronization, macroeconomic shocks, structural VAR, ECOWAS

JEL classification: C32, E32, F15, O55

¹ Les opinions exprimées dans cet article n'engagent que l'auteur et ne reflètent pas nécessairement celles de Paris School of Economics & de l'Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne. Je remercie Jean-Bernard Chatelain, Catherine Bruneau, Fabien Labondance ainsi que les participants au Macro-Workshop de Paris School of Economics pour leurs commentaires et suggestions.

1. Introduction

La création d'une monnaie unique dans la zone CEDEAO est un vieux projet qui peine à se concrétiser. Dès la création de l'institution en 1975, la mise en place d'une monnaie unique fait partie de ses objectifs. Cette volonté est marquée en 1996 avec la création de l'Agence Monétaire de l'Afrique de l'Ouest (AMAO) dont la mission est de piloter la conception et la mise en œuvre opérationnelle de ce projet. Cette esquisse est renforcée trois ans plus tard lors d'un sommet des Chefs d'Etat et de gouvernement de la CEDEAO au Bénin au cours duquel une stratégie dite approche intégrée est définie dans l'optique de donner un coup d'accélérateur à ce projet qui commence à s'enliser.

Cette stratégie adoptée en 1999 prévoit que les pays non membres de la zone franc doivent créer une zone monétaire unique qui fusionnera par la suite à la zone UEMOA (Union Economique Et Monétaire Ouest Africaine) d'ici 2020 pour avoir la monnaie unique de la CEDEAO. C'est ainsi qu'en 2000, cinq pays (Gambie, Ghana, Guinée, Nigéria, Sierra Leone) non membres de l'UEMOA définissent les bases d'un projet de zone monétaire commune dénommée ZMAO (Zone Monétaire d'Afrique de l'Ouest). Dans ce cadre, l'Institut Monétaire de l'Afrique de l'Ouest (IMAO) est créé en 2001 pour aider à la mise en place d'une monnaie unique et d'une Banque Centrale pour la ZMAO.

Depuis cette date, malgré l'appui apporté par les institutions sous régionales, ce projet ZMAO n'a pas connu d'avancée majeure. Une première échéance est fixée en 2003 puis reportée en 2005 et 2009. Face à cet immobilisme, et compte tenu du fait que l'avènement de la zone monétaire unique de la CEDEAO est subordonné à la mise en place de la ZMAO, le conseil des ministres de la CEDEAO réuni en session extraordinaire à Abidjan en septembre 2013 exhorte les cinq pays concernés à prendre les dispositions nécessaires en vue de déployer leur projet avant la fin de l'année 2015, date à laquelle la ZMAO devra avoir une monnaie unique au même titre que la zone UEMOA. Mais face à l'incapacité de la ZMAO de se doter d'une monnaie unique, les Chefs d'Etat ont pris des mesures en 2015 concernant entre autres l'abandon de l'approche à deux vitesses.

Ainsi, le projet de création d'une monnaie unique à l'échelle de la CEDEAO procède d'une démarche historique sous-tendue par une volonté politique manifeste d'approfondir l'intégration régionale en Afrique de l'Ouest. Cependant, il suscite des préoccupations relatives à la capacité des économies à se soumettre aux mêmes règles et aux conséquences positives ou négatives que cette évolution monétaire peut entraîner.

Les premières études relatives à l'optimalité des zones monétaires, identifient des critères dont la satisfaction est indispensable pour renoncer, à faible coût, à l'utilisation du taux de change comme instrument d'ajustement. Il s'agit d'une part des critères traditionnels tels que la mobilité des facteurs de production et/ou la flexibilité des prix et des salaires (Mundell, 1961), le degré d'ouverture commerciale (McKinnon, 1963), le degré de diversification des économies (Kenen, 1969) et d'autre part des critères modernes relatifs à l'intégration financière (Ingram, 1962, 1969, 1973), au fédéralisme budgétaire (Johnson, 1969) et à la similitude des taux d'inflation (Fleming, 1971 ; Harberler, 1970 ; Magnifico, 1972).

Toutefois, face aux insuffisances que montrent ces critères dits statiques, la littérature voit émerger un autre critère appelé « méta-critère » qui est la similarité des réponses aux mêmes types de chocs. Lorsque l'impact des chocs macroéconomiques et la rapidité d'ajustement à ces

chocs sont similaires entre pays, le besoin de politiques autonomes est réduit et par conséquent les bénéfices nets de l'introduction d'une monnaie unique sont plus élevés. C'est dans ce sens que s'inscrivent les travaux de Cohen et Wyplosz (1989), Weber (1990), Bayoumi et Eichengreen (1993). Pour ces auteurs, les asymétries observées au sein d'une union monétaire déterminent sa soutenabilité.

L'asymétrie des chocs est définie comme des réponses différentes à des chocs d'offre ou de demande dans deux ou plusieurs pays (régions). Si un choc symétrique ne constitue pas un problème en union monétaire, il n'en va pas de même pour un choc asymétrique. En effet, une union monétaire suppose la perte du taux de change comme variable d'ajustement macroéconomique en cas de chocs. Cette perte peut s'avérer d'autant plus préjudiciable que les pays membres ne sont pas touchés de manière équivalente par ces chocs car, face à un choc asymétrique, la Banque Centrale qui statue en fonction des intérêts de l'ensemble de l'union monétaire ne réagit pas.

Ce « méta-critère » par opposition aux autres critères dits statiques peut bénéficier d'une approche dynamique parce que ses effets s'apprécient sur plusieurs périodes. Ainsi, une union monétaire qui est considérée dès le départ comme coûteuse peut au fil du temps devenir bénéfique. Cette approche est d'autant plus importante qu'elle concerne les pays de la CEDEAO qui sont potentiellement soumis à des chocs asymétriques et dont le projet de création d'une monnaie unique (nécessitant le respect d'un certains nombres de critères de convergence) peut réduire au fil des années cette asymétrie.

En effet, la CEDEAO est constituée de deux zones. Il s'agit de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA) qui est une zone monétaire depuis 1962 et la zone Non-UEMOA constituée de pays ayant chacun sa propre monnaie. En outre, les pays de la CEDEAO mènent des politiques monétaires distinctes et adoptent des régimes de change différents. En effet, selon le rapport sur les régimes de change du Fonds Monétaire International (2016), l'UEMOA adopte un régime de change fixe alors que les pays de la zone Non-UEMOA présentent des régimes de change fixe, flexible et indéterminé.

De plus, le Nigéria en tant que membre à part entière de la CEDEAO, a une économie beaucoup plus grande que tout autre membre. En effet, il représente 70% du PIB de la région (Banque Mondiale, 2016). Aussi, l'économie du Nigeria est, contrairement à la plupart des autres pays de la région, fortement dépendante des exportations du pétrole brut. Ainsi, lorsque les prix du pétrole sont élevés, le Nigéria peut connaître une forte expansion, ce qui justifie une politique monétaire restrictive, alors que ses voisins importateurs de pétrole peuvent souffrir d'une croissance faible ou d'une récession nécessitant une politique monétaire expansionniste.

De surcroît, la spécialisation des pays de la région vis-à-vis de l'exportation des matières premières favorise une situation de vulnérabilité structurelle liée à l'importante volatilité des termes de l'échange (Benassy-Quere, 2005). Enfin, l'écart ex-ante des différents taux d'inflation de la CEDEAO peut accroître l'asymétrie des cycles après l'union monétaire car il y aura un taux directeur pour l'ensemble des pays. Ainsi, les pays à faible inflation (taux d'intérêt réel élevé) auront une croissance économique plus faible que les pays à plus forte inflation (taux d'intérêt réel bas).

C'est autant de facteurs potentiels qui peuvent contribuer à accroître l'asymétrie des chocs entre les pays de la CEDEAO. Cependant dans le cadre de création d'une monnaie commune,

on peut penser que la mise en place des critères de convergence contribue à réduire les asymétries. Les chocs économiques sont endogènes au processus d'intégration, donc une évaluation dynamique des chocs s'impose.

La littérature distingue trois approches permettant d'évaluer l'ampleur des chocs asymétriques. La première approche consiste à analyser la variabilité des taux de change réels (TCR). Cette approche se fonde sur la présomption que l'occurrence des chocs asymétriques au sein d'une zone se traduit par une certaine variabilité du TCR. La seconde approche vise à isoler spécifiquement les fluctuations ou les cycles économiques auxquels les pays sont confrontés pour ensuite mesurer leur synchronisation. Ces deux approches présentent une limite. Elles ne permettent pas de distinguer les effets dus aux chocs asymétriques des réponses à ces chocs (Beine, 2002). Dès lors, la troisième approche vise à décomposer les chocs ou fluctuations des réactions à l'économie de ces chocs. Elle se base sur des modèles SVAR qui permettent moyennant des schémas d'identifications, d'isoler les perturbations propres à la demande et à l'offre ainsi que les réponses des économies à ces perturbations.

Le présent article s'appuie sur les modèles SVAR à l'instar d'autres travaux (Fielding et Shields, 2001 ; Buigut et Valed, 2005 ; Asongu 2012 ; Ekong et Onye, 2012 ; Bamba Ka, 2013 ; Sarr et Wade, 2015) pour analyser l'asymétrie des chocs dans la CEDEAO. L'article vient ajouter un plus à une littérature empirique peu abondante et moins récente sur l'asymétrie des chocs en Afrique de l'Ouest. Il est d'autant plus important que l'asymétrie des chocs évolue au fil des années. L'analyse est pertinente au regard de la volonté des Chefs d'Etat de la région de créer une monnaie unique d'ici 2020.

En effet, lors de la dernière réunion tenue en juin 2019 à Abidjan (Côte d'Ivoire), les ministres et gouvernements des Banques Centrales tracent les jalons de la nouvelle monnaie unique, dont l'entrée en vigueur est prévue en 2020. Selon le rapport qui sera soumis aux Chefs d'Etat², la monnaie commune de la CEDEAO devrait s'appeler « ECO » et le modèle de la future Banque Centrale devrait être fédéral. Le régime de change retenu sera flexible avec un ciblage de l'inflation globale comme cadre de politique monétaire.

Les Etats de la CEDEAO devront mettre en œuvre des mesures et des réformes pour s'acheminer vers une convergence macro-économique, qui conditionnera la création d'une monnaie unique crédible. C'est dans cette optique que s'inscrit le présent article dont l'objectif est d'analyser la synchronisation des chocs d'offre et de demande dans la région. Il est novateur à trois niveaux :

Premièrement, nombreux sont les articles qui se basent sur les travaux de Blanchard et Quah (1989) pour analyser les chocs d'offre et de demande en Afrique à l'instar de Buigut et Valed (2005), Bamba Ka (2013), Sarr et Wade (2015). Ces travaux supposent que les "restrictions de sur-identification" décrites par Bayoumi et Eichengreen (1993) sont prédéterminées et de ce fait les chocs sont bien identifiés. L'étude montre que ce n'est pas toujours le cas car dans certains pays, il est délicat de dissocier les chocs d'offre et de demande. En outre, l'étude montre que l'identification des chocs d'offre et de demande dépend de la structure du modèle et qu'il est plus judicieux de les identifier en imposant des contraintes au modèle assurant des réponses de long terme différenciées.

² Source : <https://www.jeuneafrique.com/790313/economie/monnaie-unique-de-la-cedeao-vers-une-banque-centrale-de-type-federal-et-un-regime-de-change-flexible/>

Deuxièmement, l'analyse dynamique de la synchronisation des chocs en Afrique de l'Ouest n'a jamais été menée ou du moins pas comme dans cet article. En effet, Sarr et Wade (2015) pour l'UEMOA ou Bamba Ka (2013) pour la CEDEAO utilisent un filtre de Kalman pour analyser la convergence des chocs macroéconomiques. Cette méthodologie s'appuie sur les travaux de Boone (1997). Ils analysent l'évolution dans le temps d'un coefficient qui mesure la convergence des chocs entre un pays i et un ancre j (pays de référence de l'union) par rapport à la convergence du pays i vis-à-vis des Etats-Unis.

Une telle analyse en Afrique de l'Ouest n'a de chance d'être positive car elle suppose que la structure économique du référent doit être à l'image du reste du monde (Etats-Unis). Toutefois, cela ne reflète pas la réalité car chaque région (zone) à sa spécificité. Nous contournerons ainsi l'estimation dynamique d'un tel paramètre en analysant la corrélation des chocs sur une fenêtre glissante (rolling window). Cette méthode est plus réaliste et mieux à même de rendre compte des changements structurels survenus au cours de la période d'analyse.

Troisièmement, l'étude apporte un plus à une littérature quasi-inexistante en Afrique sur l'hétérogénéité des économies dans leur capacité d'ajustement aux chocs. En effet, être confronté à un même choc n'implique pas forcément des réponses identiques des pays de la région. C'est pourquoi, nous examinons la dynamique des variables macroéconomiques face à un choc d'offre et de demande en calculant les coefficients de corrélation des fonctions de réponses impulsionnelles entre les pays de la région pour différents délais de réalisation.

L'analyse porte sur neuf (9) pays de la CEDEAO et couvre la période 1980-2016. Les résultats issus de l'étude montrent d'une part une asymétrie des réponses aux chocs de demande relativement plus élevée que celles qui sont associées aux chocs d'offre. D'autre part, ils montrent une divergence marquée entre les différentes économies dans l'ajustement de la production face aux chocs de demande.

Le reste de l'étude est organisé comme suit. La deuxième section décrit la méthodologie utilisée, la troisième décrit les données utilisées, la quatrième présente les résultats de l'analyse empirique et dans la cinquième les implications des différents résultats sont exposées.

2. Cadre méthodologique

2.1 Cadre théorique

Le support théorique de la méthodologie adoptée est constitué du modèle d'offre agrégée (OA) et de demande agrégée (DA). Dans cette partie, nous présentons brièvement le modèle (OA-DA) utilisé pour identifier les chocs.

Les premières analyses de la théorie des zones monétaires optimales (ZMO) se concentrent sur la similitude des cycles économiques entre les pays et les régions censés participer à une union monétaire. Toutefois, les chocs de demande, comme les chocs d'offre, sont à l'origine des fluctuations économiques. Il est donc important d'identifier les chocs affectant les économies d'une union monétaire. A cet égard, le modèle (OA-DA) permet d'identifier les chocs d'offre et de demande.

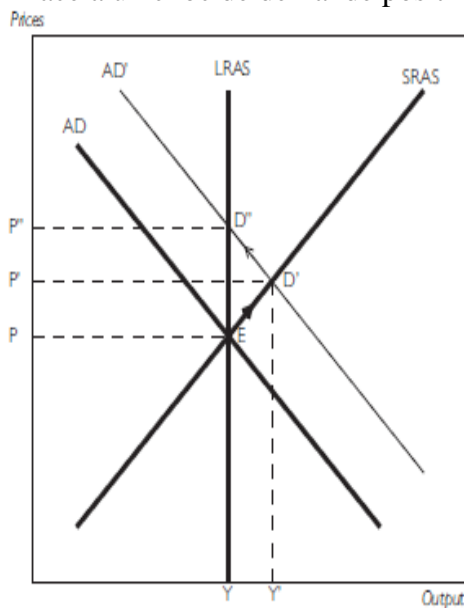
Ce cadre théorique suppose que la courbe d'offre globale à long terme (LRAS) qui est verticale, est probablement différente de la courbe d'offre à court terme (SRAS) qui présente

une pente positive. La différence entre ces deux courbes s'explique par la rigidité des prix et/ou des salaires. En effet, selon la théorie des salaires rigides (sticky wages), quand les prix baissent, les salaires mettent plus longtemps à s'ajuster car les contrats sont fixés pour des périodes relativement longues. Les producteurs font donc face à des prix plus bas, mais à des coûts aussi élevés qu'avant la chute de prix.

Par conséquent, ils diminuent le niveau de production et donc de l'emploi. Ainsi, des prix plus élevés impliquent des salaires réels plus bas dans l'économie à court terme. Toutefois à long terme, les salaires réels s'ajustent à ces changements. La courbe de la demande globale (AD) présente une pente négative à court et à long terme. Cela reflète l'hypothèse selon laquelle la baisse des prix stimule la demande.

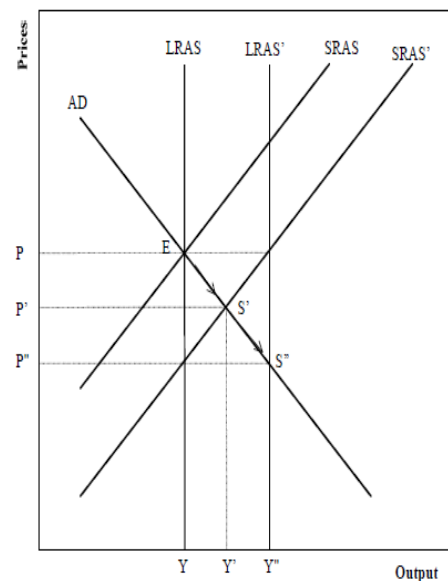
Un choc de demande (offre) est une variation imprévue, brusque et temporaire de la demande (offre) globale. Le choc de demande (offre) est positif si la demande (offre) augmente et négatif si elle diminue. A titre illustratif, la hausse des salaires est assimilée à un choc de demande positif et l'arrivée d'une nouvelle technologie à un choc d'offre positif. Les effets d'un choc de demande positif sont illustrés par le graphique 1. En réponse à ce choc, la courbe de la demande globale (AD) se déplace à droite vers le haut, ce qui donne la nouvelle courbe (AD)'.

Graphique 1 : ajustement face à un choc de demande positif



Source : Fidrmuc et Korhonen (2001).

Graphique 2 : ajustement face à un choc d'offre positif



Source : Fidrmuc et Korhonen (2001).

A court terme (rigidités des salaires), l'équilibre passe de E à D'. Cela augmente à la fois la production qui passe de Y à Y' et les prix qui passent de P à P'. À long terme, l'équilibre s'ajuste davantage à l'intersection de (AD)' et (LRAS) pour donner l'équilibre D''. En conséquence, la production revient à son niveau initial Y, tandis que les prix augmentent encore pour atteindre P''.

Le graphique 2 illustre l'effet d'un choc d'offre positif. Dans ce cas, les courbes d'offre globale à court et à long terme se décalent du même montant. A court terme, le nouvel équilibre

S' , est donné par l'intersection de la nouvelle courbe d'offre agrégée à court terme (SRAS') et la courbe de demande globale (AD). Ainsi, les ajustements à court terme incluent la baisse de l'inflation et une augmentation de la production. En outre, l'ajustement à long terme de S'' va dans le même sens, c'est-à-dire qu'il réduit le niveau de prix à P'' et augmente le niveau de production à Y'' .

En conséquence, le modèle de l'offre et de la demande globale fournit deux caractéristiques des chocs affectant l'économie. Premièrement, seuls les chocs d'offre ont un effet permanent sur la production. Cette propriété est directement utilisée pour la définition de modèles structurels dans la section suivante. Deuxièmement, les chocs de demande positifs font monter les prix tandis que les chocs d'offre positifs réduisent le niveau des prix.

2.2 Identification des chocs d'offre et de demande

Dans cette partie, nous présentons la méthodologie utilisée pour identifier empiriquement les chocs d'offre et de demande dans les différentes économies de la CEDEAO. Nous nous appuyons sur un modèle SVAR par pays³ à deux variables : l'activité économique et le niveau des prix. Nous supposons que les fluctuations de ces deux variables résultent de deux types de chocs: chocs d'offre et de demande (Bayoumi et Eichengreen, 1993 ; Gilson et Labondance, 2013 ; Fidrmuc et Korhonen, 2003 ; Frenkel et Nickel, 2005).

Nous nous concentrons sur les chocs agrégés du taux de croissance de la production et de l'inflation car ce sont les deux plus importants indicateurs macro-économiques en Afrique (Bayoumi et Ostry, 1997 ; Buigut et Valev ,2005).

Le modèle (OA-DA) est estimé en appliquant la procédure proposée par Blanchard et Quah (1989) qui permet de distinguer les chocs d'offre et de demande. Pour cela, nous considérons un système dans lequel le modèle peut être représenté par une représentation moyenne mobile infinie d'un vecteur de variables X_t et d'un nombre égal au nombre de composantes du système.

Cette représentation est obtenue par inversion d'un modèle VAR stationnaire décrivant la dynamique de ce système. Les ε_t sont supposés représenter les innovations à chaque date. En utilisant l'opérateur de retard L , le modèle peut être écrit comme suit:

$$\begin{aligned} X_t &= A_0\varepsilon_t + A_1\varepsilon_{t-1} + A_2\varepsilon_{t-2} + A_3\varepsilon_{t-3} + \dots \\ &= \sum_{i=0}^{\infty} L^i A_i \varepsilon_t \end{aligned} \quad (1)$$

Où les matrices A_i représentent les fonctions de réponses impulsionnelles des composantes de X aux chocs. Le vecteur X est composé du taux de croissance du produit intérieur brut (PIB) réel Y_t et du taux d'inflation P_t afin de s'assurer qu'elle respecte les conditions de stationnarité.

$$X_t = (Y_t \quad P_t)' \quad (2)$$

Avec :

$$Y_t = \log \text{PIB réel}_t - \log \text{PIB réel}_{t-1} \quad ; \quad P_t = \log \text{IPC}_t - \log \text{IPC}_{t-1}$$

³ L'approche SVAR par pays est préférée au VAR en Panel (PVAR) car elle permet d'observer l'asymétrie des réponses d'une région à l'autre.

Où IPC représente l'indice de prix à la consommation. On vérifie la stationnarité des deux séries dans une première étape de l'analyse.

Le système représentatif de l'évolution de la production et des prix peut être décrit ci-dessous où ε_t représente les chocs d'offre ε_{st} et de demande ε_{dt} .

$$\begin{pmatrix} Y_t \\ P_t \end{pmatrix} = \sum_{i=0}^{\infty} \begin{pmatrix} a_{11i} & a_{12i} \\ a_{21i} & a_{22i} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{st} \\ \varepsilon_{dt} \end{pmatrix} \quad (3)$$

D'après le modèle (OA-DA), les chocs d'offre positifs ont un effet négatif sur le niveau des prix et positif sur le niveau de production. Les chocs de demande positifs ont un effet positif sur les prix ainsi que sur le niveau de production, mais ce dernier impact n'est que temporaire : à long terme, un choc de demande n'a pas d'effet sur le niveau de production. Ainsi, l'effet cumulé des chocs de demande sur la production est nul :

$$\sum_{i=0}^{\infty} a_{12i} = 0 \quad (4)$$

De plus, nous supposons que les chocs d'offre et de demande ne sont pas corrélés et que leur variance est normalisée à l'unité, c'est-à-dire $\text{Var}(\varepsilon_t) = I$.

Le modèle défini par les équations (3) et (4) peut être estimé à l'aide d'un modèle VAR canonique. Chaque élément de X_t peut être régressé sur les valeurs retardées d'ordre n de tous les autres éléments de X_t . En utilisant B pour représenter ces coefficients estimés, l'équation d'estimation devient :

$$X_t = B_1 X_{t-1} + B_2 X_{t-2} + \dots + B_p X_{t-n} + e_t$$

Ce qui implique :

$$X_t - B_1 X_{t-1} - B_2 X_{t-2} - \dots - B_n X_{t-n} = e_t$$

$$(I - B_1 L^1 - B_2 L^2 - \dots - B_n L^n) X_t = e_t$$

Le vecteur X_t étant stationnaire, la représentation VAR peut être inversée pour obtenir la représentation de la moyenne mobile de Wold :

$$\begin{aligned} X_t &= (I - B(L))^{-1} e_t \\ &= (I + B(L) + B(L)^2 + B(L)^3 + \dots) e_t \\ &= e_t + C_1 e_{t-1} + C_2 e_{t-2} + C_3 e_{t-3} + \dots \\ &= \sum_{i=0}^{\infty} L^i C_i e_t \end{aligned} \quad (5)$$

Où e_t représente les résidus des équations du VAR canonique. La matrice de variance-covariance de e_t est $\text{Var}(e_t) = \Omega$. A partir des équations (1) et (5) on peut exprimer les résidus e_t comme une combinaison linéaire des chocs ε_t .

$$e_t = A_0 \varepsilon_t \quad (6)$$

Estimer les éléments de A_0 permet d'identifier les chocs d'offre et de demande. Les matrices C_i sont connues par estimation du modèle VAR canonique, par inversion de celui-ci. Pour identifier les quatre éléments de A_0 , quatre restrictions sont nécessaires. Deux de ces restrictions sont de simples normalisations qui imposent que la variance des chocs ε_{st} et ε_{dt} soit unitaire. Une troisième restriction provient de l'hypothèse de non-corrélation des chocs d'offre et de demande: $A_0 A_0' = \Omega$. La quatrième contrainte indique que les chocs de demande n'ont pas d'impact à long terme sur la production : Eq. (4).

Ces restrictions permettent ainsi de définir de manière unique la matrice A_0 et d'identifier les chocs de demande et d'offre. L'absence d'impact de long terme des chocs de la demande sur la production est explicitement prise en compte. Toutefois les autres effets des chocs d'offre et de demande sur les prix ou la production ne sont pas intégrés dans les contraintes. Ces réponses n'étant pas imposées, elles peuvent être considérées comme des "restrictions de sur-identification" utiles pour tester la nature des chocs identifiés (Bayoumi et Eichengreen, 1993).

Plus précisément, l'estimation des fonctions de réaction permet de vérifier si les prix diminuent (augmentent) et l'output augmente (diminue) en réaction à un choc d'offre positif (négatif) ou si les prix augmentent (diminuent) et l'output s'accroît (décroît) temporairement en réaction à un choc de demande positif (négatif). Lorsque ces réactions sont bien observées, les chocs estimés peuvent alors être interprétés comme des chocs d'offre et de demande (Gilson et Labondance, 2013).

Ainsi, il se peut que ces fonctions de réponses ne soient pas conformes aux prescriptions standards du modèle (OA-DA). Cette situation se rencontre notamment lorsque les chocs de l'offre et de la demande ont la même cause. Dans ce cas, l'hypothèse de non-corrélation des chocs d'offre et de demande formulée dans le modèle empirique sous-jacent n'est pas vérifiée. Il est alors délicat d'interpréter ces chocs comme étant des chocs exclusivement d'offre ou de demande (Gilson et Labondance, 2013).

2.3 Analyse des chocs identifiés dans les précédentes études

Nombreux sont les articles qui se basent sur les travaux de Blanchard et Quah (1989) pour analyser les chocs d'offre et de demande en Afrique à l'instar de Buigut et Valed (2005), Bamba Ka (2013), Sarr et Wade (2015). Cependant, ces travaux supposent que l'imposition de la restriction (4) suffit à identifier les chocs d'offre et de demande. Comme vu précédemment, les "restrictions de sur-identification" ne sont pas prédéterminées et les résultats peuvent ne pas être conformes aux attentes théoriques.

En effet, en reprenant les travaux de Buigut et Valed (2005) pour les pays d'Afrique de l'Est, le tableau 1-a indique qu'il est délicat de dissocier les chocs d'offre et de demande en Tanzanie car les chocs de l'output ont un effet positif sur le niveau des prix.

En outre, Sarr et Wade (2015) étudient les chocs d'offre, de demande, de monnaie et de budget dans l'UEMOA. Toutefois, le tableau 1-b indique que les chocs d'offre et de demande

Tableau 1-a : Buigut et Valed (2005), période (1970-2001)					
SVAR			Estimation des paramètres de long terme permettant d'identifier les chocs d'offre et de demande		
Afrique de l'Est	Ordre des Variables	Retards	a ₁₁	a ₂₁	a ₂₂
Burundi	Y, P	2	0,07***	-0,02	0,1***
Kenya	Y, P	2	0,03***	-0,05***	0,06***
Ouganda	Y, P	2	0,08***	-1,05***	0,66***
Rwanda	Y, P	2	0,1***	-0,07***	0,13***
Tanzanie	Y, P	2	0,03***	0,07***	0,1***

Source : Auteur.

Note : les données proviennent du Fonds Monétaire International (FMI) et de la Banque Mondiale. Les estimations sont menées en suivant la méthodologie de Buigut et Valed (2005). *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

Y (taux de croissance du PIB réel) ; P (taux d'inflation mesuré par le déflateur du PIB). Restriction a₁₂=0.

Tableau 1-b : Sarr et Wade (2015), période (1980-2012)					
SVAR			Estimation des paramètres de long terme permettant d'identifier les chocs d'offre et de demande		
UEMOA	Ordre des Variables	Retard	a ₁₁	a ₂₁	a ₂₂
Bénin	Y, P, M, S	1	3,05***	2,16	8,56***
Burkina Faso	Y, P, M, S	1	3,11***	0,1	6,6***
Côte d'Ivoire	Y, P, M, S	1	3,42***	1,15	6,59***
Mali	Y, P, M, S	1	4,12***	-0,41	7,3***
Niger	Y, P, M, S	1	5,38***	-0,38	10,74***
Sénégal	Y, P, M, S	1	2,11***	-1,33	7,94
Togo	Y, P, M, S	1	5,48***	1,21	12,43

Source : Auteur.

Note : les données proviennent de la Banque Mondiale et de l'African Development Bank Group. Les estimations sont menées en suivant la méthodologie de Sarr et Wade (2005). *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

Y (taux de croissance du PIB réel) ; P (taux d'inflation) ; M (taux de croissance de la masse monétaire) ; S (solde budgétaire en % du PIB). Restrictions : a₁₂=a₁₃=a₁₄=a₂₃=a₂₄=a₃₄=0.

Tableau 1-c : Bamba Ka (2013), période (1970-2009)					
SVAR			Estimation des paramètres de long terme permettant d'identifier les chocs d'offre et de demande		
CEDEAO	Ordre des Variables	Retard	a ₁₁	a ₂₁	a ₂₂
Bénin	Y, P, M	1	3,73***	-3,55*	11,65***
Burkina Faso	Y, P, M	1	5,72***	-4,95***	7,77***
Côte d'Ivoire	Y, P, M	1	8,2***	10,05***	10,21***
Gambie	Y, P, M	1	7,34***	28,42***	19,4***
Ghana	Y, P, M	1	6,91***	-35,33***	24,9***
Mali	Y, P, M	1	4,69***	-1,95	10,29***
Niger	Y, P, M	1	6,22***	-0,07	14,55***
Nigéria	Y, P, M	1	7,59***	0,12	29,86***
Sénégal	Y, P, M	1	2,97***	-3,43*	12,84***
Togo	Y, P, M	1	5,51***	2,51	10,77***

Source : Auteur.

Note : les données proviennent de la Banque Mondiale. Les estimations sont menées en suivant la méthodologie de Bamba Ka (2013). *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1. Y (taux de croissance du PIB réel) ; P (taux d'inflation) ; M (taux de croissance de la masse monétaire). Restrictions : a₁₂=a₁₃=a₂₃=0.

ne peuvent être dissociés au Bénin, au Burkina Faso, en Côte d'Ivoire et au Togo car dans ces pays les chocs de l'output ont un effet positif sur le niveau des prix.

Enfin, le tableau 1-c montre que la Côte d'Ivoire, la Gambie, le Nigéria et le Togo doivent être exclus des travaux de Bamba Ka (2013) dont l'objectif est d'analyser les chocs d'offre, de demande et de monnaie dans la CEDEAO.

Ainsi, il est indispensable de s'assurer que les chocs soient bien identifiés avant de mener toute analyse comparative entre les différentes économies d'une région car les résultats qui en découlent peuvent être biaisés. Lorsque les chocs ne sont pas correctement identifiés, il est préférable de les interpréter comme des innovations des variables macroéconomiques comme l'ont fait Fielding et Shields (2001).

3. Données et faits stylisés

3.1 Données

Les données utilisées dans cet article proviennent essentiellement des indicateurs de développement dans le monde de la Banque Mondiale pour le PIB réel (USD constant 2010), des statistiques financières internationales du Fonds Monétaire International (FMI) pour l'IPC (base 100 ; 2010). L'estimation est réalisée sur des données annuelles allant de 1980 à 2016 et porte sur neuf (9) pays de la CEDEAO.

Le choix porté sur des données annuelles est dû à l'absence de données trimestrielles sur le PIB réel dans la région. Le choix de la période s'explique par la disponibilité des données. Les pays exclus de l'échantillon sont la Guinée et le Libéria en raison de l'indisponibilité des données. Des pays comme le Bénin, le Cap-Vert, la Guinée-Bissau et le Togo sont exclus de l'échantillon car l'estimation de leurs fonctions de réponses impulsionnelles ne permet pas de dissocier les chocs d'offre et de demande comme vu ci-dessus (voir auteur pour les résultats). L'échantillon de l'étude est représentatif de la CEDEAO car il compte 5/8 pays de l'UEMOA et 4/7 pays de la zone Non-UEMOA.

Afin de comparer la synchronisation des chocs d'offre et de demande des différentes économies à une métrique, l'agrégat des 9 pays de la région est construit pour la croissance du PIB réel et l'inflation en s'appuyant sur les travaux de Gilson et Labondance (2013). L'étude prend comme année de référence l'année 2000 puisque c'est à cette date que les Etats de la CEDEAO déclarent leur intention d'accélérer l'intégration économique de la région.

$$Y_t = \sum_{i=1}^9 \alpha_{i,2000} Y_{i,t} \quad \text{et} \quad P_t = \sum_{i=1}^9 \alpha_{i,2000} P_{i,t}$$

Avec :

$$\alpha_{i,2000} = \frac{\text{PIB}_{i,2000}}{\sum_{i=1}^9 \text{PIB}_{i,2000}}$$

Y_t et P_t sont les moyennes pondérées par le PIB de référence de chaque pays de l'échantillon afin de tenir compte de leur poids économique respectif.

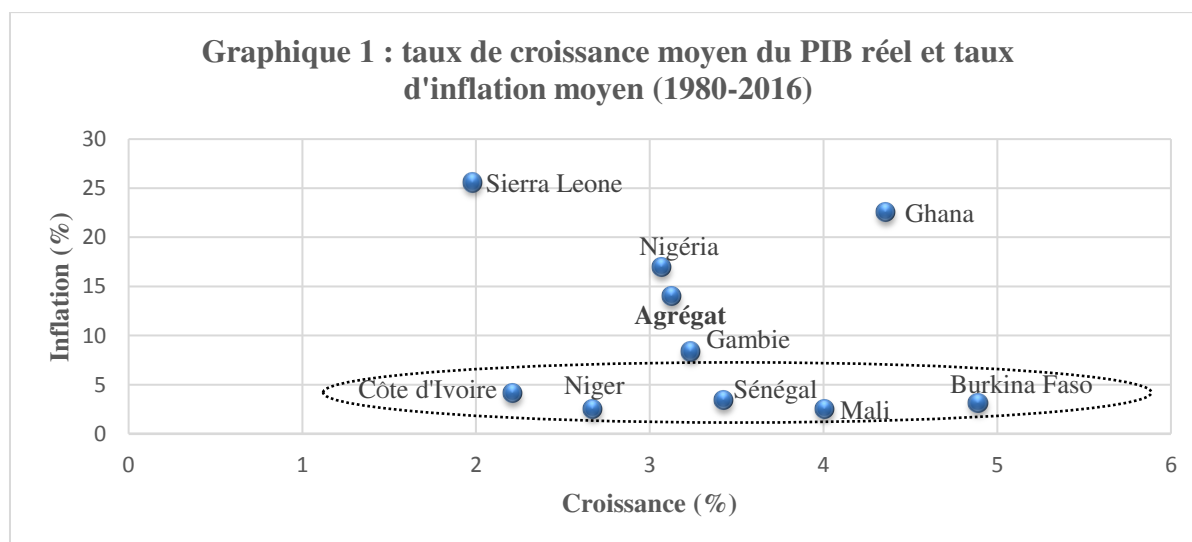
Afin d'éviter des corrélations fallacieuses, si les économies considérées font parties de l'agrégat, les corrélations seront calculées en enlevant la part de ces économies dans l'agrégat. Ainsi, par exemple, les corrélations des chocs entre le Nigéria et l'agrégat seront calculées entre le Nigéria et l'agrégat auquel on soustrait le Nigéria. Cela revient à calculer autant d'agrégats qu'il y a de pays. L'idée étant de voir dans quelle mesure le pays en question est synchronisé avec l'ensemble des autres pays (mais pas avec lui-même).

3.2 Faits stylisés

L'étude examine certaines statistiques descriptives (voir annexe 1 pour les chiffres) sur la croissance du PIB réel et l'inflation.

Une source de divergence potentielle qui peut menacer la formation d'une union monétaire est l'écart du taux d'inflation entre les différentes économies. Fleming (1971), Harberler (1970) et Magnifico (1974) rompent avec l'analyse traditionnelle des ZMO et ouvrent une nouvelle piste de réflexion qui est la similarité du taux d'inflation. Ce critère est étendu à d'autres critères tels que ceux définis dans le traité de Maastricht (1992) et par le conseil de convergence de la CEDEAO (1999).

Pour Fleming (1971), Harberler (1970) et Magnifico (1974), si les différentiels de taux d'inflation entre un groupe de pays sont nuls, l'ensemble constitue une ZMO. Théoriquement, le cas de figure qui satisfait ce critère est celui où l'ensemble des pays de l'union (ou de la future union) réalise le même taux d'inflation. Ces auteurs indiquent que la similarité des taux d'inflation sur une certaine période de temps entre les pays induit des conditions d'échange stables et donc réduit le besoin d'ajustement du taux de change. Les différentiels d'inflation sont le produit de structures nationales différentes. Ainsi, pour que les pays réalisent le même taux il faut que les différences des structures nationales soient aplanies. En d'autres termes, il faut une convergence réelle.



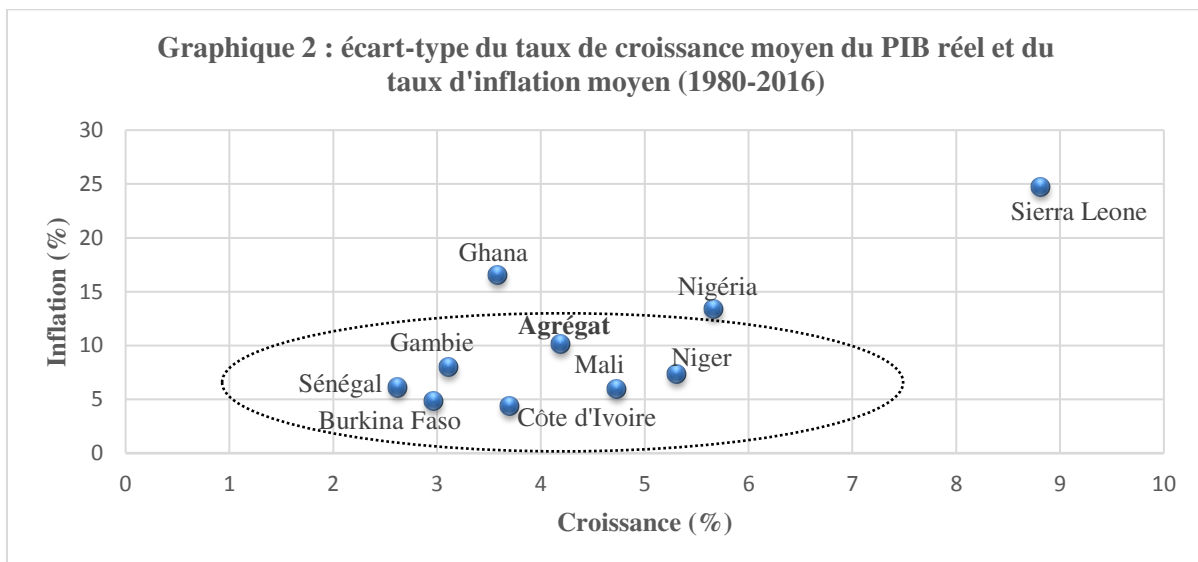
Source : Auteur.

Le graphique 1 indique en moyenne un taux de croissance et un taux d'inflation de 3,13% et 14% respectivement dans l'échantillon. En outre, les pays représentatifs de l'UEMOA présentent en moyenne des taux de croissance (taux d'inflation) plus élevés (plus faibles) que les autres pays de la région (graphique 1, point rond). Cela n'est pas surprenant pour les pays de l'UEMOA car le Comité de Politique Monétaire de leur Banque Centrale fixe une cible

d'inflation de 2% avec une marge de fluctuation de plus ou moins 1% sur 24 mois. En effet, il indique qu'à ce seuil, la stabilité des prix est préservée et le taux d'inflation n'a pas d'impact négatif sur la croissance économique de l'UEMOA. A cet effet, les pays de l'UEMOA, réalisent de bonnes performances économiques notamment au cours de ces dernières années.

En effet, le taux de croissance du PIB de l'union ressort en moyenne autour de 6,5% depuis 2012 contre 3,7% pour l'Afrique subsaharienne et 3,3% au niveau mondial (Bationo, 2018). Par rapport à l'agrégat de l'échantillon, seuls le Ghana et la Sierra Leone présentent en moyenne une combinaison du taux d'inflation et du taux de croissance différente de l'agrégat. Ces pays peuvent être désavantagés en cas d'union. En effet, face à un choc entraînant des réponses différentes, la Banque Centrale qui statue en fonction des intérêts de l'ensemble de l'union monétaire ne réagit pas.

Le graphique 2 présente l'écart type de la croissance et de l'inflation. En moyenne, la fluctuation de la croissance et de l'inflation est de 4% et 10% respectivement dans l'échantillon. La stabilité de la production est relativement plus élevée que la stabilité des prix. Toutefois, le niveau des prix est plus stable dans l'UEMOA et en Gambie par rapport aux autres pays de la région (cercle, point rond).



Source : Auteur.

Cela n'est pas surprenant en particulier pour les pays de l'UEMOA qui optent pour un régime de change fixe (encrage à parité fixe conventionnel) avec l'euro. En effet, le rattachement à une devise internationale (euro, dollar,...) permet d'assurer une stabilité monétaire à travers une cotation stable et une réduction du risque de change dans les transactions internationales. C'est également un moyen efficace pour conforter la confiance des agents économiques dans le régime de change et mieux ancrer les anticipations inflationnistes, pour une activité économique plus soutenue (Bationo, 2018).

Le tableau 2 montre la corrélation des taux de croissance et d'inflation entre les différents pays de l'échantillon. L'examen des coefficients de corrélation doit être considéré comme une première étape dans l'examen de la synchronisation des cycles économiques. Selon la théorie économique, des corrélations élevées suggèrent que les chocs asymétriques entre les pays ne sont pas très prononcés, ce qui implique de faibles coûts pour une union monétaire. En d'autres termes, plus la corrélation entre les pays individuels et l'agrégat est élevée, plus les coûts

probables de l'adoption d'une monnaie unique au sein de l'échantillon sont faibles (Frenkel et Nickel, 2005).

En moyenne, les coefficients de corrélation de l'inflation (colonne 4) sont plus significatifs que les coefficients de corrélation de la croissance (colonne 3). Cela n'est pas surprenant car les actions menées par les dirigeants de la CEDEAO convergent vers une uniformité du taux d'inflation par les pays membres dans la perspective de création d'une monnaie unique dans la région. Toutefois, les différents coefficients indiquent une certaine hétérogénéité entre les pays de l'échantillon.

En effet, le tableau 2 montre que dans l'échantillon, seuls le Ghana, le Niger et le Nigéria présentent des coefficients de corrélation significatifs de la croissance avec l'agrégat à hauteur de 0,6281 ; 0,36 et 0,3006 respectivement. En outre, les coefficients de corrélation significatifs de l'inflation avec l'agrégat varient de 0,5556 en Côte d'Ivoire à 0,2726 au Sénégal. Seules la Gambie et la Sierra Leone ne présentent pas de coefficients de corrélation significatifs avec l'agrégat.

Tableau 2: coefficients de corrélation de la croissance et de l'inflation entre les pays de la CEDEAO (1980-2016)

		Coefficient de corrélation de la croissance avec l'agrégat de la CEDEAO	Coefficient de corrélation de l'inflation avec l'agrégat de la CEDEAO
Poids %	Pays		
-	Agrégat	1	1
63,88	Nigéria	0,3006*	0,4348***
9,86	<i>Côte d'Ivoire</i>	0,0707	0,5556***
5,45	<i>Sénégal</i>	0,0862	0,2726*
4,58	Ghana	0,6281***	0,318*
2,72	<i>Mali</i>	0,2646	0,4196***
2,42	<i>Burkina Faso</i>	0,1583	0,4087***
1,65	<i>Niger</i>	0,36**	0,3497**
0,72	Gambie	-0,1385	-0,1042
0,58	Sierra Leone	0,2324	0,0809

Source : Auteur.

Note : les corrélations sont obtenues avec un agrégat de 9 pays duquel a été retiré l'Etat concerné.

*** p<0,01, ** p< 0,05, * p<0,1. Pays membres de l'UEMOA en italique.

Poids = [PIB courant de chaque pays (2000) / PIB courant de la CEDEAO (2000)]. Les autres pays exclus de l'échantillon représentent 8,14% du PIB.

La théorie des ZMO suggère que les pays ayant une évolution de l'inflation similaire sont soumis à des chocs similaires et que, par conséquent, comme dans le cas d'une corrélation relativement forte des taux de croissance, ont plus de chances de former une ZMO (Frenkel et Nickel, 2005). Le tableau 2 indique qu'exceptées la Gambie et la Sierra Leone, les pays de l'échantillon présentent en moyenne des variables qui évoluent dans le même sens que l'agrégat et donc peuvent prétendre à former une union monétaire. Toutefois, une analyse ad-hoc est menée afin de mieux apprécier la corrélation des chocs dans la région et son évolution dans le temps.

4. Résultats et interprétations

4.1 Analyse préliminaire

Le test de Dickey Fuller et le test de Phillips-Perron sont menés sur les variables du modèle (annexe 2). Les résultats montrent au seuil de 5% que quel que soit le modèle utilisé, le PIB réel et l'IPC sont intégrés d'ordre 1. Comme il n'existe pas de relation de cointégration entre ces 2 séries (annexe 3), nous procédons à l'estimation SVAR.

Le retard optimal pour chaque VAR est d'abord déterminé à travers les critères d'information (annexe 4). Cependant les résultats n'étant pas concluants pour certains pays (Nigéria, Sénégal, Mali, Burkina Faso, Niger, l'agrégat), le retard optimal est choisi en fonction de l'estimation des paramètres de long terme des modèles SVAR.

Tableau 3 : Estimation des paramètres de long terme

Poids %	Pays	Retard optimal			
		Lag(1)	Lag(2)	Lag(3)	Lag(4)
-	Agrégat	a ₁₁ =0,06*** a ₂₁ = -0,06* a ₂₂ =0,19***	a ₁₁ =0,06*** a ₂₁ = -0,11*** a ₂₂ =0,12***	a ₁₁ =0,04*** a ₂₁ = -0,14*** a ₂₂ =0,12***	a ₁₁ =0,04*** a ₂₁ = -0,14*** a ₂₂ =0,07***
63,88	Nigéria	a ₁₁ =0,08*** a ₂₁ = -0,06 a ₂₂ =0,26***	a ₁₁ =0,08*** a ₂₁ = -0,12*** a ₂₂ =0,17***	a ₁₁ =0,06*** a ₂₁ = -0,17*** a ₂₂ =0,18***	a ₁₁ =0,06*** a ₂₁ = -0,16*** a ₂₂ =0,12***
9,86	<i>Côte d'Ivoire</i>	a ₁₁ =0,06*** a ₂₁ = -0,003 a ₂₂ =0,06***	a ₁₁ =0,06*** a ₂₁ = -0,01* a ₂₂ =0,05***	a ₁₁ =0,07*** a ₂₁ = -0,02*** a ₂₂ =0,05***	a ₁₁ =0,05*** a ₂₁ = -0,03*** a ₂₂ =0,04***
5,45	<i>Sénégal</i>	a ₁₁ =0,02*** a ₂₁ = -0,03*** a ₂₂ =0,08***	a ₁₁ =0,03*** a ₂₁ = -0,06*** a ₂₂ =0,06***	a ₁₁ =0,03*** a ₂₁ = -0,03*** a ₂₂ =0,06***	a ₁₁ =0,03*** a ₂₁ = -0,02*** a ₂₂ =0,05***
4,58	Ghana	a ₁₁ =0,06*** a ₂₁ = -0,16*** a ₂₂ =0,09***	a ₁₁ =0,03*** a ₂₁ = -0,14*** a ₂₂ =0,11***	a ₁₁ =0,02*** a ₂₁ = -0,06*** a ₂₂ =0,09**	a ₁₁ =0,04*** a ₂₁ = -0,16*** a ₂₂ =0,07***
2,72	<i>Mali</i>	a ₁₁ =0,04*** a ₂₁ = -0,007 a ₂₂ =0,07***	a ₁₁ =0,03*** a ₂₁ = -0,02*** a ₂₂ =0,04***	a ₁₁ =0,02*** a ₂₁ = 0,002 a ₂₂ =0,04***	a ₁₁ =0,02*** a ₂₁ = -0,01* a ₂₂ =0,04***
2,42	<i>Burkina Faso</i>	a ₁₁ =0,03*** a ₂₁ = -0,006 a ₂₂ =0,06***	a ₁₁ =0,02*** a ₂₁ = -0,008 a ₂₂ =0,05***	a ₁₁ =0,03*** a ₂₁ = 0,02** a ₂₂ =0,05***	a ₁₁ =0,02*** a ₂₁ = 0,02*** a ₂₂ =0,03***
1,65	<i>Niger</i>	a ₁₁ =0,06*** a ₂₁ = 0,003 a ₂₂ =0,08***	a ₁₁ =0,06*** a ₂₁ = -0,02 a ₂₂ =0,07***	a ₁₁ =0,07*** a ₂₁ = -0,01 a ₂₂ =0,08***	a ₁₁ =0,04*** a ₂₁ = 0,04*** a ₂₂ =0,05***
0,72	Gambie	a ₁₁ =0,02*** a ₂₁ = -0,02 a ₂₂ =0,15***	a ₁₁ =0,02*** a ₂₁ = -0,03 a ₂₂ =0,17***	a ₁₁ =0,02*** a ₂₁ = 0,06** a ₂₂ =0,14***	a ₁₁ =0,01*** a ₂₁ = 0,04 a ₂₂ =0,16***
0,58	Sierra Leone	a ₁₁ =0,11*** a ₂₁ = -0,41*** a ₂₂ =0,46***	a ₁₁ =0,14*** a ₂₁ = -0,68*** a ₂₂ =0,39***	a ₁₁ =0,14*** a ₂₁ = -0,8*** a ₂₂ =0,44***	a ₁₁ =0,15*** a ₂₁ = -0,99*** a ₂₂ =0,55***

Source : Auteur.

Note : *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

Poids = [PIB courant de chaque pays (2000) / PIB courant de la CEDEAO (2000)]. Les autres pays exclus de l'échantillon représentent 8,14% du PIB.

Le tableau 3 montre que l'identification des chocs d'offre et de demande dépend de la structure du modèle pour certains pays.

En effet, pour un retard d'ordre 1, le Niger doit être exclu de l'échantillon car les chocs ne sont pas correctement identifiés. Pour un retard d'ordre 3, c'est le Mali qui doit être exclu de l'échantillon et enfin pour un retard d'ordre 4 c'est le Burkina Faso, le Niger et la Gambie qui doivent être exclus de l'échantillon. L'étude retient un VAR d'ordre 2 pour les pays⁴ car il permet d'identifier les chocs d'offre et de demande dans tous les pays. Pour un retard d'ordre 2, l'étude montre que les résidus ne sont pas corrélés et que chaque VAR estimé est stable (annexe 5). L'analyse des fonctions de réponses impulsionnelles menée plus tard confirme la nature des chocs identifiés.

Nous montrons à cette occasion, que dans le cadre d'analyse des chocs entre différentes économies, il est mieux d'estimer les paramètres de long terme pour différents retards et de choisir le retard qui permet d'identifier les chocs d'offre et de demande des différents pays de l'échantillon. En effet, le tableau 3 montre que le retard choisi sur la base des critères d'informations peut conduire à une mauvaise identification des chocs au Mali où le critère Final Prediction Error (FPE) et Akaike Information Criterion (AIC) préconisent un retard d'ordre 3.

4.2 Synchronisation des chocs d'offre et de demande

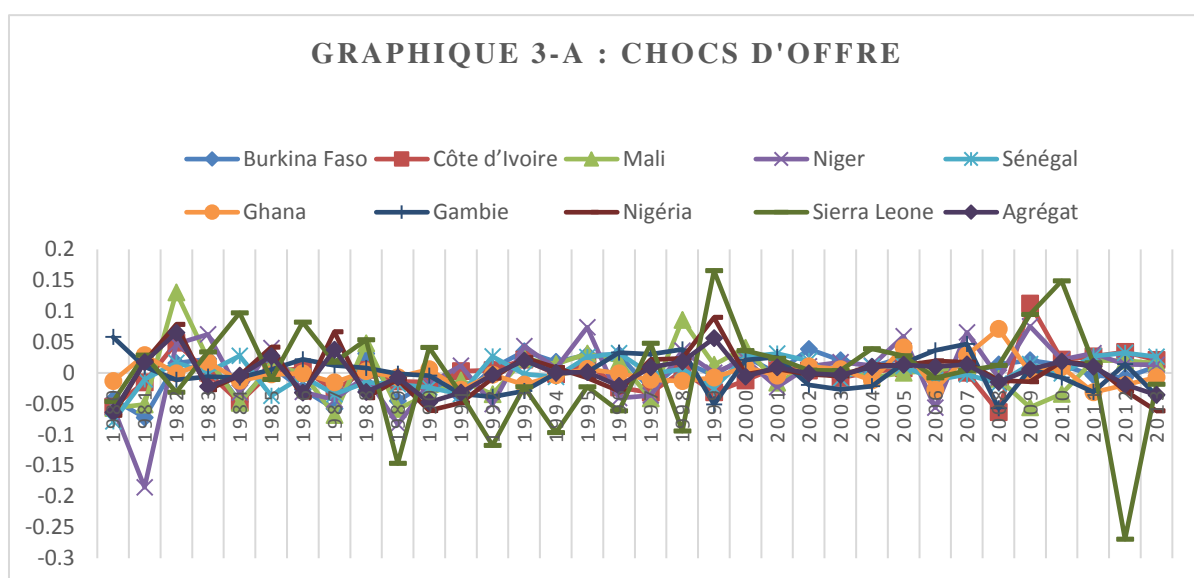
La littérature sur les ZMO souligne que plus les coûts associés à l'abandon de l'instrument du taux de change sont bas, plus la symétrie des chocs et la réponse à ces chocs sont similaires entre les pays membres. Les graphiques 3 illustrent les chocs d'offre (3-A) et de demande (3-B) identifiés dans l'échantillon.

Les chocs varient d'un pays à l'autre. La Sierra Leone connaît les plus fortes fluctuations au niveau de l'offre et de la demande. Cela n'est pas étonnant car cette dernière traverse de nombreuses crises depuis 1990. En effet, la Sierra Leone connaît une guerre civile entre 1991 et 2002 qui occasionne près de 120 000 morts et des milliers de civils mutilés (le Parisien, 2013). La guerre civile, dévaste les cultures (riz, cacao, café) et détruit une grande partie des infrastructures. En outre, avec plus de 3 900 morts, la Sierra Leone est l'un des pays d'Afrique de l'Ouest le plus touché par l'épidémie d'Ebola qui survient en décembre 2013 et qui dure plus de deux ans (VOA Afrique, 2018). Enfin, au cours des 15 dernières années, le pays connaît quatre inondations majeures qui affectent plus de 220.000 personnes et causent des dommages économiques graves, selon la Banque Mondiale.

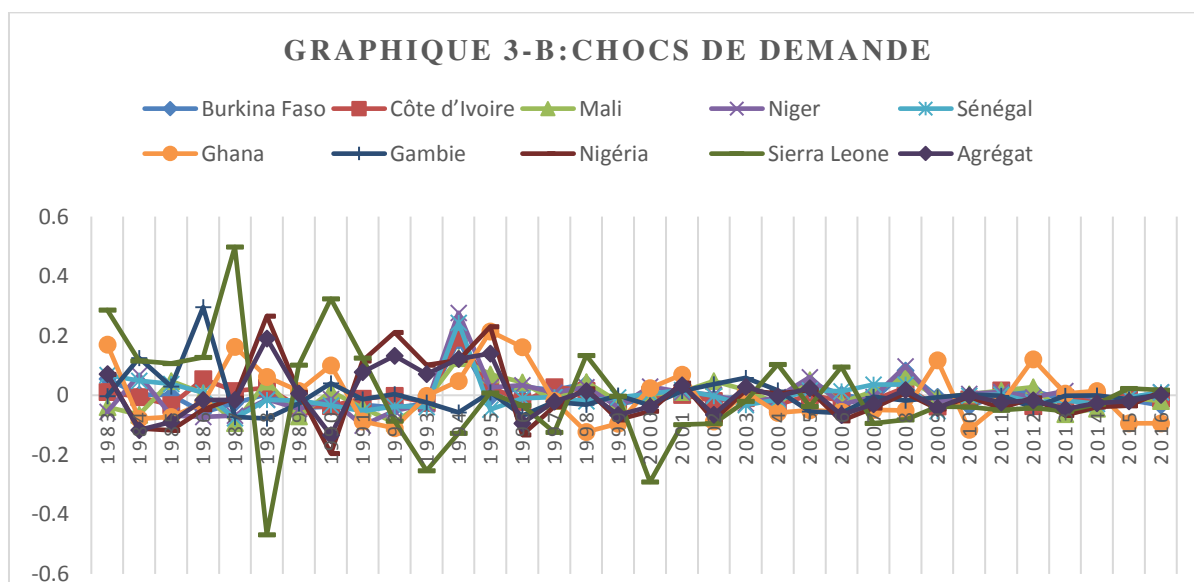
Plus la taille des chocs est importante, plus il est difficile de maintenir un taux de change fixe. Cela est particulièrement vrai pour les chocs d'offre qui peuvent nécessiter des ajustements plus pénibles (Frenkel et Nickel, 2005). Les graphiques ci-dessous indiquent que les chocs sont répartis de manière relativement égale entre chocs négatifs et positifs. Les chocs de demande subis par les pays sont plus prononcés et différents que les chocs d'offre durant les années 80. Toutefois, la divergence et l'ampleur des chocs de demande diminuent à partir des années 90 suite à la naissance d'institutions comme l'UEMOA en 1994 et de certaines mesures prises en 1999 telles que l'adoption des critères de convergence macroéconomique dans la CEDEAO.

⁴ Même en retenant un VAR d'ordre 1, l'analyse des résultats (sans le Niger) n'a pas significativement changé. Les résultats sont disponibles auprès de l'auteur.

En effet, la période post-dévaluation du franc CFA en 1994 marque un primat de convergence économique comme fondement de la gestion monétaire. La création le 10 janvier 1994 de l'UEMOA⁵ est une illustration de l'impératif de doter la monnaie commune (franc CFA) de fondements économiques solides qui se basent sur une convergence accrue des performances des différentes économies de l'union. En décembre 1999, le pacte de convergence, de stabilité, de croissance et de solidarité (PCSCS) dans la zone UEMOA entre en vigueur. Il marque une nouvelle étape dans le processus de convergence des politiques économiques.



Source : Auteur.



Source : Auteur.

En outre, dans la perspective de création d'une union monétaire dans la CEDEAO, il est prévu que les pays Non-UEMOA créent une zone monétaire qui fusionne par la suite à l'UEMOA. C'est ainsi qu'en 2000, cinq pays (Gambie, Ghana, Guinée, Nigéria, Sierra Leone) non membres de l'UEMOA définissent les bases d'un projet de zone monétaire commune dénommée ZMAO. Dans ce cadre, l'IMAO est créé en 2001 pour aider à la mise en place d'une

⁵ Auparavant Union Monétaire Ouest Africaine (UMOA).

monnaie unique et d'une Banque Centrale pour la ZMAO. Ces multiples efforts effectués par les dirigeants de la CEDEAO pour faire converger leurs économies favorisent la synchronisation des chocs de demande.

4.2.1 Analyse statique des chocs

Une analyse de la similitude des chocs entre pays peut être réalisée en comparant les coefficients de corrélation pour le même type de choc. Pour apprécier le degré de synchronisation, nous nous appuyons sur les travaux de Bayoumi et Eichengreen (1993), Gilson et Labondance (2013) et envisageons la classification suivante : lorsque la corrélation des chocs de demande ou d'offre est inférieure à 0,3 ; la synchronisation est faible, entre 0,3 et 0,5 ; la synchronisation est moyenne, entre 0,5 et 0,7 ; la synchronisation est élevée et au-delà de 0,7 ; elle est très élevée.

Le tableau 4 montre qu'au sein des pays représentatifs de la zone Non-UEMOA, les chocs d'offre ne sont pas corrélés entre eux. Par contre dans les pays représentatifs de l'UEMOA, les chocs d'offre sont corrélés entre eux à l'exception de la corrélation entre le Sénégal et le Niger.

Tableau 4 : corrélation des chocs d'offre

Poids %		Nga	<i>CIV</i>	<i>Sen</i>	Gha	<i>Mli</i>	<i>BFA</i>	<i>Ner</i>	Gmb	Sle	Agrégat
63,88	Nga	1									
9,86	<i>CIV</i>	0,04	1								
5,45	<i>Sen</i>	0,03	0,43 ***	1							
4,58	Gha	-0,03	-0,2	0,004	1						
2,72	<i>Mli</i>	0,23	0,28*	0,33*	-0,01	1					
2,42	<i>BFA</i>	0,02	0,39**	0,44 ***	0,23	0,62 ***	1				
1,65	<i>Ner</i>	0,09	0,5***	0,26	0,06	0,52 ***	0,71 ***	1			
0,72	Gmb	-0,1	-0,04	-0,11	-0,09	-0,04	-0,19	-0,14	1		
0,58	Sle	0,22	-0,06	-0,12	0,22	-0,18	-0,001	0,08	-0,14	1	
-	Agrégat	0,1	0,1	0,12	-0,05	0,25	0,07	0,13	-0,15	0,19	1

Source : Auteur.

Note : les corrélations sont obtenues avec un agrégat de 9 pays duquel a été retiré l'Etat concerné.

CIV (Côte d'Ivoire), Sen(Sénégal), Mli(Mali), BFA (Burkina Faso), Ner(Niger), Nga (Nigéria), Gha(Ghana), Sle (Sierra Leone), Gmb(Gambie).

*** p<0,01, ** p< 0,05, * p<0,1. Pays membres de l'UEMOA en italique. Poids = [PIB courant de chaque pays (2000) /PIB courant de la CEDEAO (2000)]. Les autres pays exclus de l'échantillon représentent 8,14% du PIB.

Cependant, ces coefficients de corrélations significatifs laissent entrevoir un certain degré d'asymétrie car la synchronisation des chocs varie de 0,71 (très élevée) entre le Burkina Faso et le Niger à 0,28 (faible) entre la Côte d'Ivoire et le Mali. Par rapport à l'agrégat, aucun des pays ne présente des chocs d'offre significativement corrélés avec le reste de l'échantillon.

Le tableau 5 montre qu'au sein des pays représentatifs de la zone Non-UEMOA, la corrélation des chocs de demande est négative et significative entre le Nigéria et la Sierra Leone. Pour les pays représentatifs de l'UEMOA, les chocs de demande sont corrélés entre eux. La synchronisation des chocs varie de 0,81 (très élevée) entre le Burkina Faso et le Niger à 0,47 (moyenne) entre la Côte d'Ivoire et le Mali. Par rapport à l'agrégat, la Côte d'Ivoire et le

Nigéria présentent respectivement des chocs de demande moyennement et faiblement synchronisés avec le reste de l'échantillon. La Sierra Leone présente des chocs de demande qui évoluent significativement à l'opposé du reste de l'échantillon ce qui n'est pas surprenant comme vu ci-dessus à travers les différents graphiques.

Comparativement à l'analyse précédente, la corrélation des chocs de demande est positive et significative entre le Nigéria et la Côte d'Ivoire. Elle est négative et significative entre le Mali et la Sierra Leone ; entre le Burkina Faso et la Gambie et entre le Niger et la Sierra Leone. L'asymétrie des chocs de demande est marquée entre les deux zones formant la CEDEAO. Cela reflète la divergence des politiques monétaires dans la région. En effet, les pays de la CEDEAO mènent des politiques monétaires distinctes et adoptent des régimes de change différents. En effet, selon le rapport sur les régimes de change du FMI (2016), l'UEMOA adopte un régime de change fixe alors que les pays de la zone Non-UEMOA présentent des régimes de change fixe, flexible et indéterminé.

Tableau 5 : corrélation des chocs de demande

Poids %		Nga	<i>CIV</i>	<i>Sen</i>	Gha	<i>Mli</i>	<i>BFA</i>	<i>Ner</i>	Gmb	Sle	Agrégat
63,88	Nga	1									
9,86	<i>CIV</i>	0,38**	1								
5,45	<i>Sen</i>	0,01	0,72***	1							
4,58	Gha	0,14	0,11	-0,08	1						
2,72	<i>Mli</i>	0,1	0,47***	0,48***	0,12	1					
2,42	<i>BFA</i>	0,16	0,7***	0,77***	0,19	0,62***	1				
1,65	<i>Ner</i>	0,07	0,69***	0,74***	0,04	0,6***	0,81***	1			
0,72	Gmb	-0,24	0,02	0,01	-0,2	-0,09	-0,35**	-0,21	1		
0,58	Sle	-0,36**	-0,15	-0,15	0,14	-0,37**	-0,17	-0,32*	0,22	1	
-	Agrégat	0,29*	0,43***	0,07	0,09	0,15	0,24	0,12	-0,24	-0,39**	1

Source : Auteur.

Note : les corrélations sont obtenues avec un agrégat de 9 pays duquel a été retiré l'Etat concerné.

CIV (Côte d'Ivoire), *Sen*(Sénégal), *Mli*(Mali), *BFA* (Burkina Faso), *Ner*(Niger), *Nga* (Nigéria), *Gha*(Ghana), *Sle* (Sierra Leone), *Gmb*(Gambie).

*** p<0,01, ** p< 0,05, * p<0,1. Pays membres de l'UEMOA en italique. Poids = [PIB courant de chaque pays (2000) /PIB courant de la CEDEAO (2000)]. Les autres pays exclus de l'échantillon représentent 8,14% du PIB.

L'analyse statique des chocs identifiés au sein de l'échantillon montre des degrés d'asymétries relativement élevés. Ces résultats rejoignent les conclusions de Bamba Ka (2013) pour la CEDEAO, Sarr et Wade (2015) pour l'UEMOA. Toutefois, on peut penser que la mise en place des critères de convergence dans la CEDEAO contribue à réduire les asymétries. C'est pourquoi une analyse dynamique est de rigueur.

4.2.2 Analyse dynamique

Il est indispensable de compléter les résultats de l'analyse statique par une analyse dynamique de la synchronisation des chocs entre les pays de l'échantillon. En effet, selon la période d'analyse, la corrélation peut sensiblement varier. Depuis 1990, des événements sont

intervenues dans la CEDEAO tels que la période post-dévaluation du franc CFA en 1994 qui marque un primat de convergence économique comme fondement de la gestion monétaire conduisant à la création de l'UEMOA, l'entrée en vigueur du PCSCS en zone UEMOA en décembre 1999 ; la définition en 2000 des bases d'un projet de zone monétaire commune dénommée ZMAO ou la crise politico-militaire en Côte d'Ivoire (septembre 2002- mars 2007) qui a eu des conséquences néfastes pour les pays enclavés de la région suite à la fermeture du corridor ivoirien.

Ces évènements influencent la synchronisation des chocs et le coefficient de corrélation ne permet pas de le savoir.

En effet, le coefficient de corrélation ne donne qu'un aperçu statique de la synchronisation. Boone (1997) avance que la comparaison de ces taux de corrélation stipule qu'il n'y ait aucune évolution des structures économiques sur la période considérée et qu'il n'y ait pas eu de chocs exogènes majeurs. En somme, si le coefficient est stable sur l'ensemble de la période, cela signifie que la synchronisation reste à un niveau inchangé. Bien entendu, ces hypothèses sont trop fortes pour être satisfaites. Pour appréhender ces fluctuations de la synchronisation, l'étude calcule des corrélations glissantes (rolling window). Cette méthode impose de choisir l'étendue de la période d'estimation. Arbitrairement, l'étude analyse l'évolution de la corrélation sur 10 années des chocs d'offre et de demande des pays par rapport à l'agrégat.

Pour ce qui est des chocs d'offre et de demande au sein des pays représentatifs de la zone Non-UEMOA, les graphiques (4-A) et (5-A) montrent que la synchronisation des chocs d'offre est moins élevée par rapport aux chocs de demande. Cela n'est pas surprenant compte tenu de l'adoption en 2000 des critères de convergences macroéconomiques⁶ dans la zone Non-UEMOA qui a accru la synchronisation des chocs de demande. Il ressort également que la période post- guerre civile de la Sierra Leone a accru la synchronisation des chocs d'offre de ce pays avec les autres pays de l'échantillon.

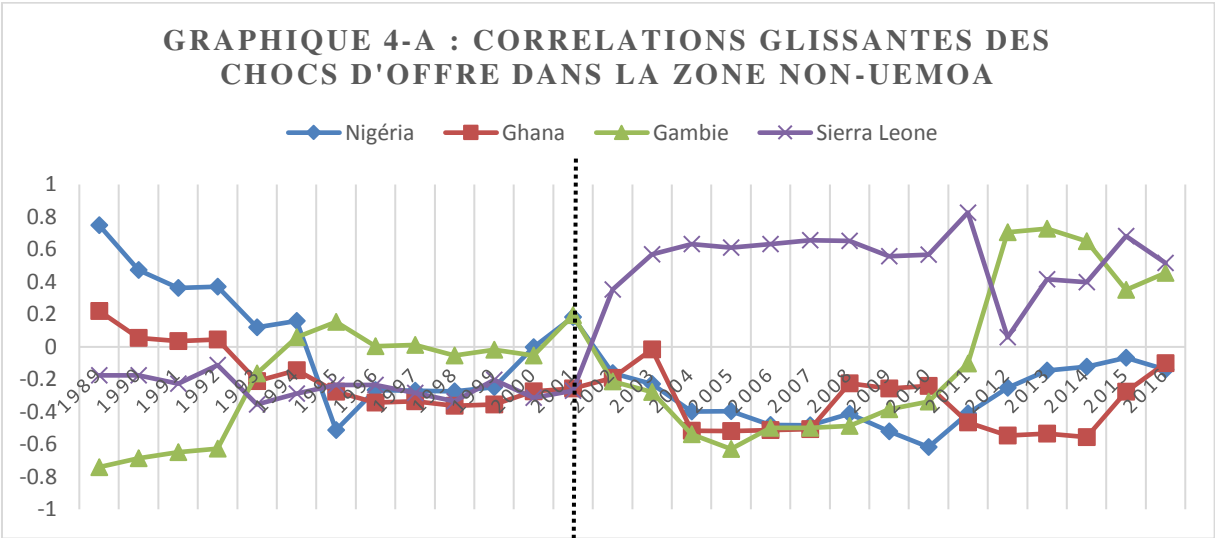
Au sein des pays représentatifs de l'UEMOA, les graphiques (4-B) et (5-B) montrent également une synchronisation des chocs de demande plus élevée par rapport aux chocs d'offre. Cela est expliqué par le fait que l'UEMOA partage une monnaie commune et adopte un régime de change fixe à l'euro. Le graphique (4-B) indique que l'entrée en vigueur du PCSCS en zone UEMOA en décembre 1999 accroît la synchronisation des chocs d'offre. Cela n'est pas étonnant car le PCSCS marque une nouvelle étape dans le processus de convergence des politiques économiques en fixant un horizon précis pour la convergence et en désignant un objectif final de stabilité auquel les États doivent parvenir. Il permet un meilleur suivi des finances publiques et des évolutions de l'économie réelle.

En outre, le graphique (5-B) indique que la période post-dévaluation du franc CFA augmente la synchronisation des chocs de demande au sein de l'échantillon de l'UEMOA. En effet, la création le 10 janvier 1994 de l'UEMOA est une illustration de l'impératif de doter le franc CFA de fondements économiques solides basés sur une convergence accrue des performances des différences économies de l'union. Cependant le graphique (4-B) souligne que la dévaluation du FCFA fait baisser la synchronisation des chocs d'offre au sein de l'échantillon de l'UEMOA même si elle repart à la hausse une année plus tard avec l'instauration de la

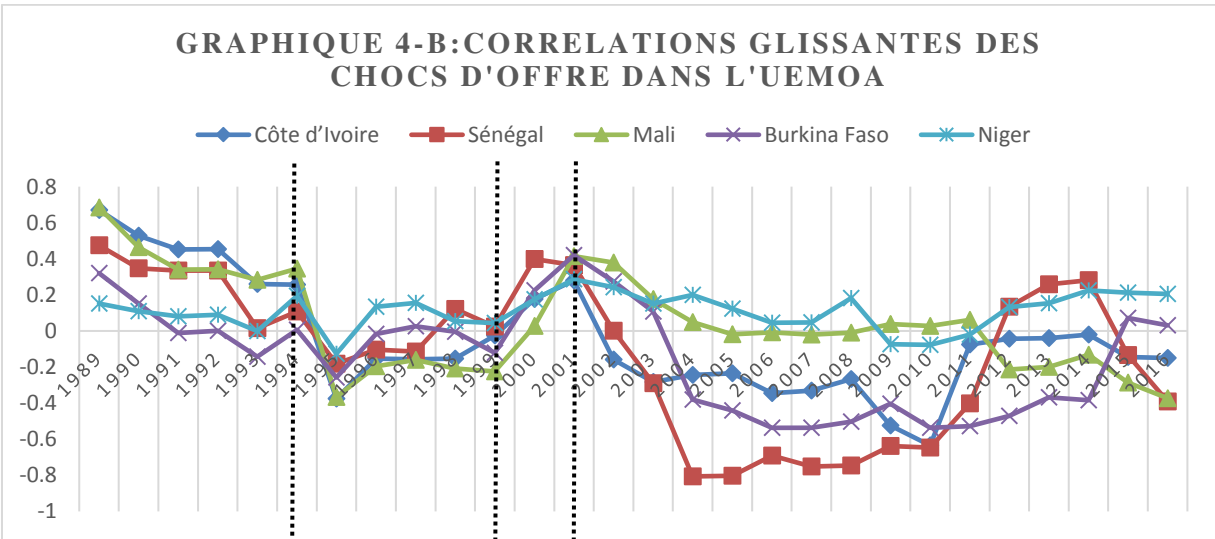
⁶ dont le respect par les pays membres d'un taux d'inflation inférieur à 10%. Cependant aucun critère n'a trait à la croissance économique.

stabilité des prix dans l'UEMOA qui passe de 31% en 1994 à 3% à partir de 1996 (Revue d'économie financière, 2013).

De plus, le graphique (4-B) et (5-B) indiquent que l'instabilité politique en Côte d'Ivoire réduit la synchronisation des chocs d'offre et de demande au sein de l'échantillon de l'UEMOA. En effet, cette baisse est la résultante de la crise politico-militaire en Côte d'Ivoire (septembre 2002- mars 2007). Premier port d'Afrique de l'Ouest, tant pour le trafic de marchandises que pour le commerce des hydrocarbures, la Côte d'Ivoire occupe une place importante dans l'approvisionnement des pays enclavés (Mali, Burkina et Niger). Les événements intervenus en septembre 2002 en Côte d'Ivoire conduit à la fermeture du corridor ivoirien reliant le Sahel à la mer par le rail ou la route. Cela contraint les pays enclavés à opérer une diversification de leurs axes d'approvisionnement. Cette diversification a eu des conséquences négatives.

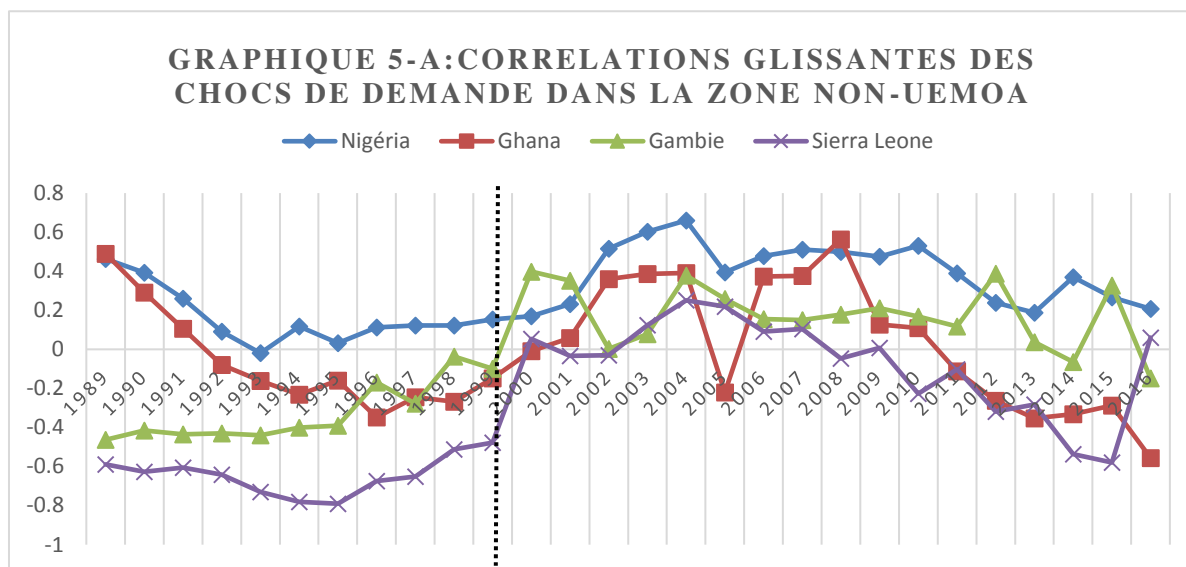


Source : Auteur.
 Note : les corrélations glissantes (10 ans) sont obtenues avec un agrégat de 9 pays duquel a été retiré l'Etat concerné.
 Évènement (fin de la guerre civile en Sierra Leone).



Source : Auteur.
 Note : les corrélations glissantes (10 ans) sont obtenues avec un agrégat de 9 pays duquel a été retiré l'Etat concerné.
 Evènements (création de l'UEMOA en 1994 ; entré en vigueur du PCSCS en zone UEMOA en décembre 1999 ; crise politico-militaire en Côte d'Ivoire entre 2002 et 2007).

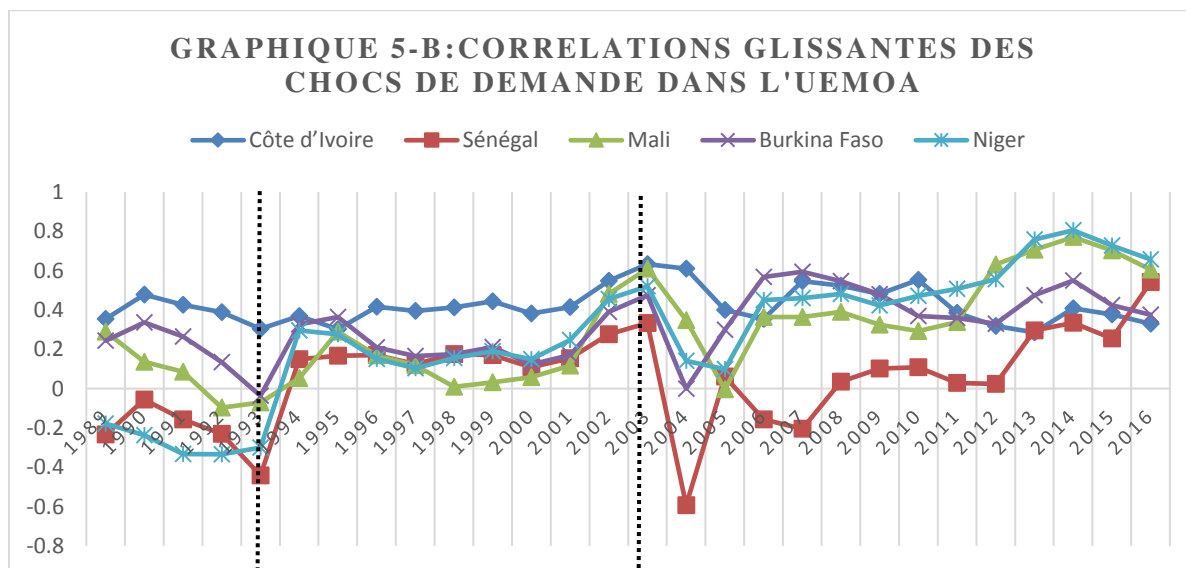
L'équipe jumbo (2003) souligne qu'à court terme, la crise ivoirienne a directement affecté les activités industrielles des voisins sahéliens car l'approvisionnement a été interrompu, le coût des matières premières importées a augmenté (acier, tôle, matériaux de construction, etc.). Par conséquent, certaines entreprises ont dû fermer ou diminuer leur production.



Source : Auteur.

Note : les corrélations glissantes (10 ans) sont obtenues avec un agrégat de 9 pays duquel a été retiré l'Etat concerné.

----- Evènement (définition des bases d'un projet de zone monétaire commune dénommée ZMAO).



Source : Auteur.

Note : les corrélations glissantes (10 ans) sont obtenues avec un agrégat de 9 pays duquel a été retiré l'Etat concerné.

----- Evènements (création de l'UEMOA en 1994 ; crise politico-militaire en Côte d'Ivoire entre 2002 et 2007).

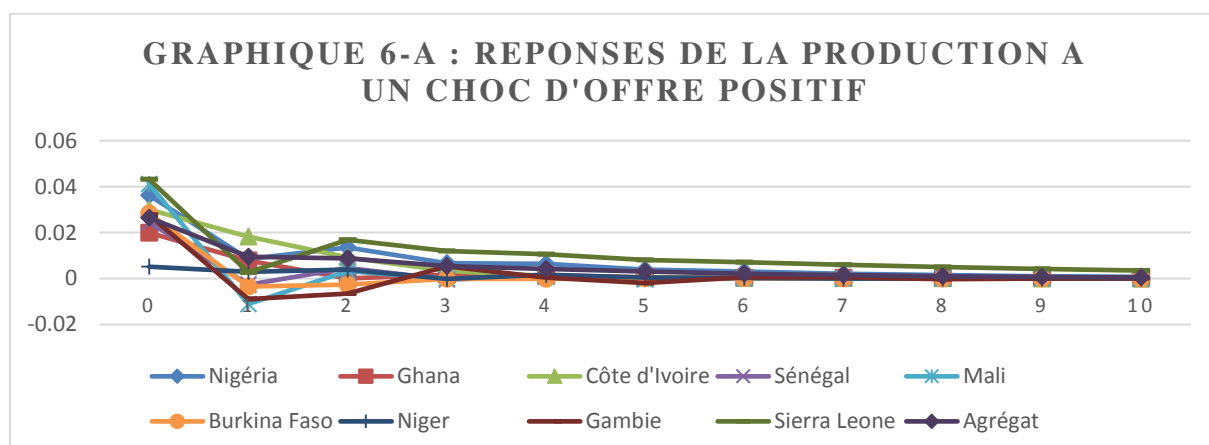
Ainsi, l'analyse dynamique renseigne qu'au cours de la période d'étude, certains évènements impactent positivement comme négativement sur la synchronisation des chocs d'offre et de demande. De ce qui précède, la synchronisation des chocs d'offre peut augmenter en mettant en place des politiques visant une convergence de la croissance réelle par les pays membres. En outre, la mise en place d'institutions solides, la mise en œuvre des politiques économiques communes sont des facteurs pouvant accroître la synchronisation des chocs de

demande dans la région. Enfin, promouvoir la stabilité nationale contribue à accroître la synchronisation des chocs.

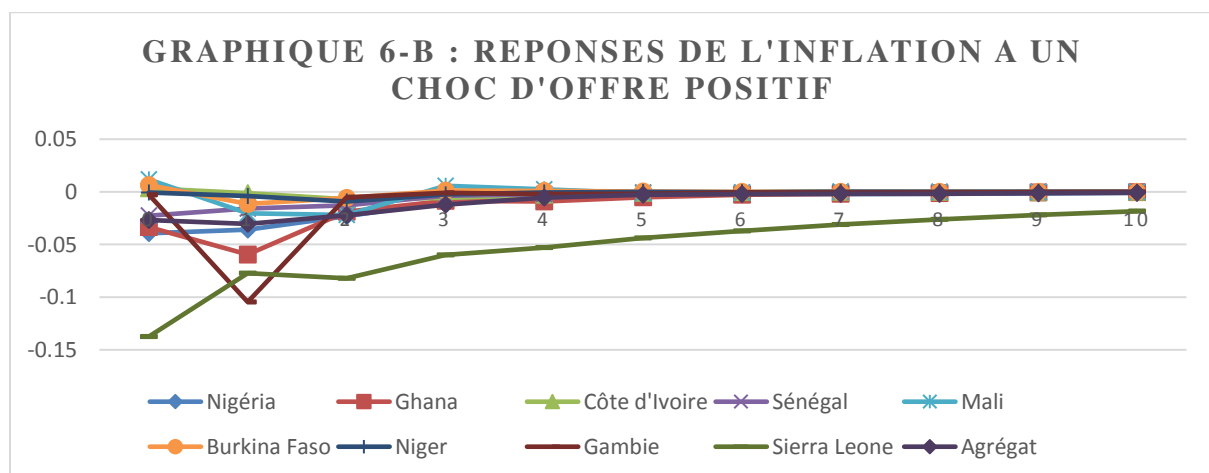
4.3 Dynamique d'ajustement aux chocs d'offre et de demande

Être confronté à un même choc n'implique pas forcément des réponses identiques des pays de la région. Selon la théorie des ZMO, un facteur de coût important dans une union monétaire est la réponse différente des économies à un choc donné. Par exemple, si deux pays sont frappés par le même choc mais que les réactions de la production et des prix sont différentes, alors une structure économique différente peut induire des déséquilibres entre les pays membres d'une union monétaire. Dans ce cas, la compétitivité internationale relative est affectée entre les pays et des coûts surviennent parce que les pays ne peuvent pas utiliser le taux de change pour éliminer les déséquilibres (Frenkel et Nickel, 2005).

C'est pourquoi, l'étude examine la dynamique des variables macroéconomiques face à un choc d'offre et de demande entre les pays de l'échantillon. Les graphiques ci-dessous montrent les fonctions de réponses impulsionnelles pour un choc d'offre (demande) positif. Ils illustrent les réponses de la production et des prix de chaque pays de l'échantillon face à ces chocs. Pour chaque variable, le choc est égal à l'écart-type de ses résidus. L'horizon temporel des réponses est de 10 ans.

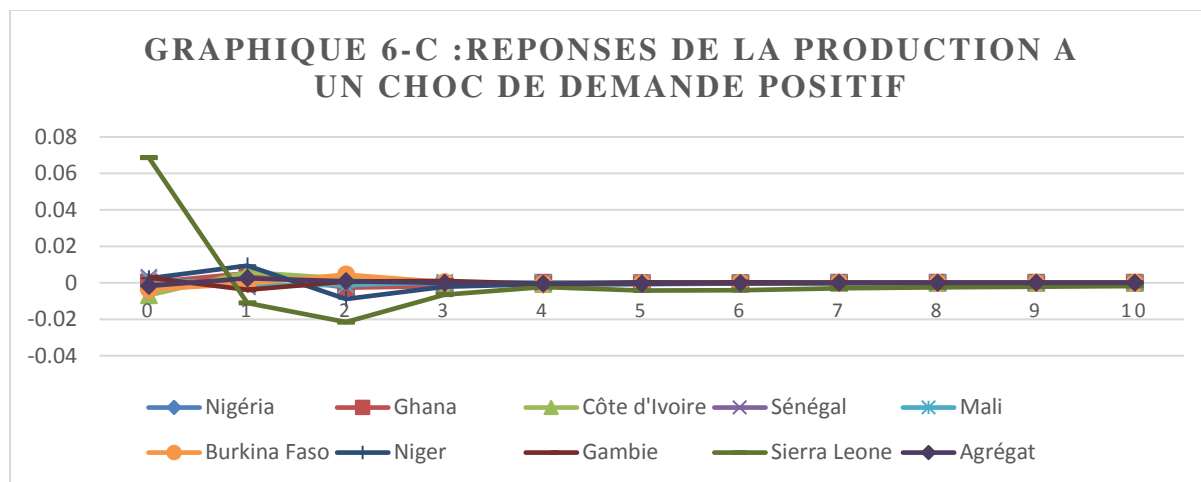


Source : Auteur.

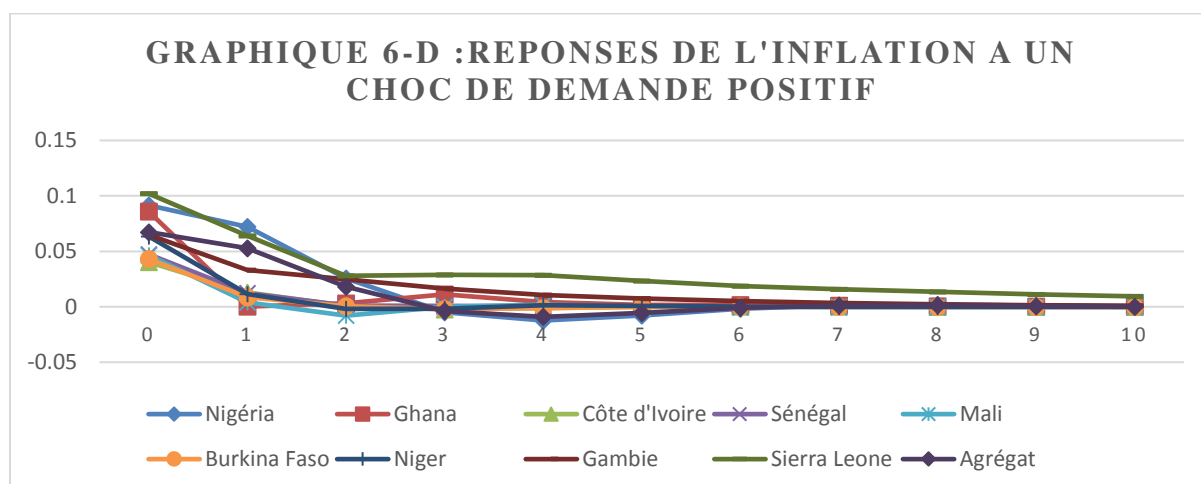


Source : Auteur.

Il ressort des graphiques 6-A à 6-D qu'un choc d'offre positif entraîne une augmentation (diminution) permanente de la production (des prix) dans tous les pays de l'étude. En outre un choc de demande positif entraîne une augmentation permanente des prix dans tous les pays de l'étude et enfin, un choc de demande positif à un effet positif mais temporaire sur la production dans tous les pays de l'échantillon. Ces réponses sont conformes au modèle standard (OA-DA).



Source : Auteur.



Source : Auteur.

Cependant, l'amplitude et le délai de réponse de la production et des prix face aux deux chocs diffèrent selon les pays. Afin d'examiner plus en détail les similitudes et les différences entre les réponses dynamiques suite à un choc commun, l'étude calcule les coefficients de corrélation des fonctions de réponses impulsionnelles des pays par rapport à l'agrégat.

Les coefficients sont calculés pour les deux types de réponses (production et prix) face aux deux types de chocs (offre et demande). Le tableau 6 indique une plus grande similitude des réponses des prix (de la production) face à un choc de demande (offre) positif. Toutefois la réponse des prix (production) face à un choc d'offre (demande) positif diffère énormément d'un pays à l'autre.

Elle est d'autant plus élevée qu'elle concerne la réponse de la production face à un choc de demande positif. En effet, le coefficient de corrélation des réponses des prix entre l'agrégat et les pays de l'échantillon face à un choc d'offre positif varie significativement de 0,9601 au Sénégal à 0,6247 au Niger. Le coefficient de corrélation des réponses de la production entre

l'agrégat et les pays de l'échantillon face à un choc de demande positif varie significativement de 0,8882 au Nigéria à -0,8588 au Sénégal. Il existe donc des différences considérables dans les processus d'ajustement face aux chocs entre les pays de l'échantillon.

Tableau 6: coefficients de corrélation des fonctions de réponse impulsionnelle aux chocs d'offre et de demande.

Poids %	Pays	Chocs d'offre		Chocs de demande	
		Réponse de la production	Réponse des prix	Réponse de la production	Réponse des prix
-	Agrégat	1	1	1	1
63,88	Nigéria	0,9814***	0,7566***	0,8882***	0,9155***
9,86	<i>Côte d'Ivoire</i>	0,9474***	0,0702	0,8703***	0,904***
5,45	<i>Sénégal</i>	0,9085***	0,9601***	-0,8588***	0,8786***
4,58	Ghana	0,9435***	0,9288***	0,4545	0,6926**
2,72	<i>Mali</i>	0,8478***	0,403	-0,8579***	0,7344***
2,42	<i>Burkina Faso</i>	0,8567***	0,3835	0,4423	0,8569***
1,65	<i>Niger</i>	0,8806***	0,6247**	0,3048	0,8308***
0,72	Gambie	0,7313***	0,6338**	-0,8304***	0,9093***
0,58	Sierra Leone	0,9219***	0,8673***	-0,6923**	0,9155***

Source : Auteur.

Note : les corrélations sont obtenues avec un agrégat de 9 pays duquel a été retiré l'Etat concerné. L'horizon temporel des réponses est de 10 ans.

*** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1. Pays membres de l'UEMOA en italique.

Poids = [PIB courant de chaque pays (2000) / PIB courant de la CEDEAO (2000)]. Les autres pays exclus de l'échantillon représentent 8,14% du PIB.

5. Implications des résultats

Une union monétaire suppose la perte du taux de change comme variable d'ajustement macroéconomique en cas de chocs. Cette perte peut s'avérer d'autant plus préjudiciable que les pays membres ne sont pas touchés de manière équivalente par ces chocs. Toutefois, l'union n'est pas sans défense si elle arrive à identifier d'autres mécanismes que le change capables de faire face aux chocs asymétriques.

Les résultats de l'étude montrent une asymétrie relativement élevée des chocs d'offre et de demande. L'asymétrie des chocs de demande est plus marquée dans la région que l'asymétrie des chocs d'offre. Toutefois, la synchronisation des chocs de demande augmentent au fil des années avec la naissance de l'UEMOA en 1994 ainsi que l'établissement des critères macroéconomiques dans la ZMAO en 2000. Ce constat montre que les autorités politiques doivent mettre l'accent sur la convergence des performances et des politiques économiques des Etats membres plus précisément veiller au rapprochement des économies en matière d'inflation, de taux de change, de déficit budgétaire et de dette publique.

En effet, en réponse à un choc asymétrique qui modifie une des composantes de la demande, l'utilisation de la politique budgétaire est efficace. Brunila et al. (2002) indiquent ainsi que la politique budgétaire est efficace en cas de choc de demande car elle permet de lisser

à la fois la production et l'inflation. Ils montrent que le mécanisme de stabilisation via la politique budgétaire est efficace en cas de chocs sur la consommation privée (demande), alors qu'il est moins efficace dans le cas de chocs sur l'investissement (offre) ou sur la demande extérieure. Dans ce dernier cas, un ajustement du taux de change réel au sein de la région par le biais d'écarts d'inflation peut compléter la stabilisation budgétaire.

Selon la théorie des ZMO, en réponse à un choc d'offre entraînant des réponses asymétrique, la mobilité des facteurs de production et/ou la flexibilité des prix et des salaires (Mundel, 1961), la diversification de la production (Kenen, 1969) sont des mécanismes de stabilisation. En effet, face à un choc d'offre asymétrique, agir sur l'instrument de change ou sur les prix et les salaires revient au même. En cas de rigidité des prix et des salaires, encourager la mobilité du travail devient une alternative. Cependant la diversification de la production constitue un préalable à la mobilité du travail à l'intérieure d'une zone monétaire. Sans diversification suffisante, les travailleurs n'ont pas de destination où aller lorsque l'économie connaît un choc sectoriel spécifique à un pays.

Ainsi pour une meilleure synchronisation des chocs d'offre, une amélioration de la compétitivité des économies et une diversification des structures productives sont indispensables. Dans ce but, le conseil de convergence de la CEDEAO peut fixer un degré de diversification à respecter par les pays membres à un horizon donné. Une façon d'encourager la diversification peut consister à ne pas comptabilisées les dépenses liées à la construction d'infrastructures de structures productives dans le calcul des déficits budgétaires (Sarr et Wade, 2015).

En outre, la synchronisation des chocs d'offre peut s'augmenter en mettant en place des politiques visant une convergence de la croissance réelle par les pays membres. De plus, promouvoir la stabilité nationale est un plus car l'étude montre que les crises politico-militaires s'accompagnent d'une baisse de la synchronisation des chocs dans la région.

Les réponses identiques aux chocs ne constituent donc pas une condition nécessaire pour partager une politique monétaire commune. Ainsi dans la perspective de création d'une monnaie unique dans la CEDEAO, les décideurs doivent mettre en place des institutions et des mécanismes capables de faire face aux chocs asymétriques.

6. Conclusion

La synchronisation des chocs d'offre et de demande dans la CEDEAO est analysée aux moyens de VAR structurels dans la lignée des travaux de Blanchard et Quah (1989). Ce type d'analyse est limité par des données disponibles en Afrique de l'Ouest. Toutefois il apporte des enseignements intéressants. En effet, il montre que l'asymétrie des chocs est relativement élevée et que la rapidité d'ajustement de la production face à un choc de demande diffère beaucoup d'une économie de la région à l'autre.

L'asymétrie des chocs de demande est relativement plus élevée que l'asymétrie des chocs d'offre et cela peut s'expliquer en partie par l'absence de discipline monétaire entre les pays non membres de l'UEMOA. Cependant, l'analyse dynamique des chocs montre une réduction de l'asymétrie des chocs de demande au fil des années. Ainsi, la volonté des dirigeants de rapprocher leurs économies en matière d'inflation, de taux de change, de déficit budgétaire et

de dette publique augmente la synchronisation des chocs de demande. En outre, la synchronisation des chocs d'offre peut s'améliorer grâce à une diversification des structures productives et en mettant en place des politiques visant une convergence de la croissance réelle par les pays membres. De plus, promouvoir une stabilité nationale évite de réduire la synchronisation des chocs dans la région.

Nous avons montré que la synchronisation des chocs doit être dynamique afin de prendre en compte les changements structurels susceptibles de survenir au fil des années. En effet, une union monétaire qui est considérée dès le départ comme coûteuse peut au fil du temps devenir bénéfique. Au final, la symétrie des chocs n'est pas une condition nécessaire pour partager une politique monétaire commune. Une union monétaire peut être optimale si des politiques économiques et des mécanismes de stabilisations sont mises en place pour accroître la synchronisation des chocs et donc des cycles économiques. Dans cette optique, des futures recherches peuvent être menées sur des déterminants de la synchronisation des cycles économiques et d'autres mécanismes de stabilisation des chocs asymétriques dans la CEDEAO.

Bibliographie

- Asongu, S.A., 2012. Are Proposed African Monetary Unions Optimal Currency Areas? Real, Monetary and Fiscal Policy Convergence Analysis. AGDI Working Paper.
- Bamba, K., 2013. Degré de convergence des chocs macroéconomiques, choix de régime de change et dynamique d'intégration dans la CEDEAO. Université Cheikh Anta Diop de Dakar.
- Bationo, B.F., 2018. Politiques monétaire et de change- Le franc CFA, un choix optimal pour l'union monétaire ouest-africaine, *L'Harmattan*, collection études africaines.
- Bayoumi, T. & Eichengreen, B., 1993. Shocking Aspects of Monetary European Monetary Unification. In Giavazzi, F. and Torres, F. (eds). *The Transition to Economic and Monetary Union in Europe* (Cambridge: Cambridge University Press).
- Bayoumi, T. & Eichengreen, B., 1993. Is There a Conflict between Enlargement and European Monetary Unification? *Greek Economic Review*, 15, 131–54.
- Bayoumi, T., & Ostry, J. D., 1997. Macroeconomic shocks and trade flows within sub-Saharan Africa: Implications for optimum currency arrangements. *Journal of African Economies*, 6(3), 412–444.
- Beine, M., 2002. L'union monétaire européenne : les enseignements de l'approche des zones monétaires optimales. In Étienne Farvaque et al. *De Boeck Supérieur*, Intégration économique européenne, 139-158.
- Bénassy-Quéré, A. & Coupet M., 2005. On the Adequacy of Monetary Arrangements in Sub-Saharan Africa. *World Economy*, 28 (3), 349-373.
- Blanchard, O. & Quah, D., 1989. The dynamics effects of aggregate demand and supply disturbances. *American Economic Review*, 79(4), 655-673.
- Boone, L., 1997. Symétrie des chocs en union européenne : une analyse dynamique. *Economie Internationale*, 70, 7-34.

- Brunila, A., Buti, M. & Veld, J., 2002. Fiscal Policy in Europe: How effective are automatic stabilisers? , *EU Economic Papers*, (177).
- Buigut, S.K. & Valed, N.T., 2005. Is the Proposed East African Monetary Union an Optimal Currency Area? A Structural Vector Autoregression Analysis. *World Development*, 33(12), 206-267.
- Cohen, C. & Wyplosz, C., 1989. The European Monetary Union: An Agnostic Evaluation. C.E.P.R, Discussion Paper.
- Ekong, C. N. & Onye, K. U., 2012. On the feasibility of a common currency in West Africa: Evidence from a multivariate structural VAR. *Current Research Journal of Economic Theory*, Birmingham, Small Health, UK.
- Equipe jumbo, 2013. La crise ivoirienne et son impact regional : regard sur l'actualité et scénarios pour l'avenir. *De Boeck Supérieur*, Afrique contemporaine, (206), 129-150.
- Fielding, D. & Shields, K., 2001. Modelling Macroeconomic Shocks in the CFA Franc Zone. *Journal of Development Economics*, 66 (1), 199-224.
- Fidrmuc, J. & Korhonen, I., 2003. Similarity of Supply and Demand Shock between the Euro area and the CEECs. *Economic Systems*, 27, 313-334.
- Fidrmuc, J., & Korhonen, L., 2001. Similarity of supply and demand shocks between the Euro Area and the CEECs. BOFIT discussion papers, 14. Helsinki, BOFIT.
- Fleming, J.M., 1971. On Exchange Rate Unification. *Economic Journal*, 81.
- Frenkel, M. & Nickel, C., 2005. How symmetric are the shocks and the shocks adjustment dynamics between the euro area and central and eastern European countries? *Journal of common Market Studies*, 43(1), 53-74.
- Gilson, N. & Labondance, F., 2013. Synchronisation des chocs d'offre et de demande en Europe – Un après-euro ou une après-crise des subprimes ? *L'Actualité économique*, 89(3), 155–189.
- Harberler, G., 1970. The international monetary system: some recent development and discussions. In *Approach to greater flexibility of exchange rate*, ed. GN Halm Princeton University Press.
- Ingram, J., 1973. The Case for European Monetary Integration. *Essays in International Finance*, (98), Princeton University.
- Ingram, J., 1969. Comment: The Optimum Currency Problem in Mundell, R.A. & Swoboda, A. *Monetary Problems in International Economy*, University of Chicago Press.
- Ingram, J., 1962. *Regional Payments Mechanisms: The Case of Puerto Rico*, Chapel Hill, University of North Carolina Press.
- Johnson, H., 1969. The problems' approach to international monetary reform. In Mundell, R. & Swoboda, A.K. (eds.). *Monetary Problems of the international Economy*, Chicago University Press, Chicago.

Kenen, P., 1969. The Theory of Optimum Currency Areas: an Eclectic view. Monetary Problems of the International Economy, R. Mundell and K. Swoboda, University of Chicago Press.

Magnifico, G., 1974. L'Europe par la monnaie, édition Lavauzelle.

McKinnon, R., 1963. Money and Capital in Economic Development. Washington, DC: Brookings Institution.

Mundell, R. A., 1961. A Theory of Optimal Currency Areas. *American Economic Review*, 51 (4), 667-665.

Revue d'économie financière ,2013. Les fusions-Acquisitions, 50 ans d'unions monétaires africaines, crises immobilières et crises financières, Revue trimestrielle de l'association d'économie financière, (110).

Sarr, F. & Wade, A., 2015. Analyse dynamique de la convergence des chocs macroéconomiques et implications de politique économiques dans la zone UEMOA. *Revue d'Economie Théorique et Appliquée*, 5(2).

Weber, A.A., 1990. European Economic and Monetary Union and Asymmetries and adjustment problems in the European Monetary System: Some empirical evidence. European Economy (special edition), Brussels: Commission of the European Communities, 180-207.

Annexes

Annexe 1 : statistique descriptive des fluctuations de l'activité économique et des prix

Poids %	Pays	Output (lnPIB réel _t - lnPIB réel _{t-1})					Inflation (lnIPC _t - lnIPC _{t-1})				
		N	Moy	Ecart-type	Min	Max	N	Moy	Ecart-type	Min	Max
63,88	Nigéria	36	0,031	0,057	-0,141	0,143	36	0,17	0,134	0,052	0,547
9,86	<i>Côte d'Ivoire</i>	36	0,022	0,037	-0,045	0,1	36	0,041	0,044	-0,008	0,232
5,45	<i>Sénégal</i>	36	0,034	0,026	-0,055	0,076	36	0,034	0,061	-0,042	0,28
4,58	Ghana	36	0,044	0,036	-0,072	0,131	36	0,226	0,166	0,069	0,801
2,72	<i>Mali</i>	36	0,04	0,047	-0,077	0,185	36	0,025	0,059	-0,162	0,208
2,42	<i>Burkina Faso</i>	36	0,049	0,03	-0,018	0,104	36	0,032	0,048	-0,027	0,224
1,65	<i>Niger</i>	36	0,027	0,053	-0,184	0,112	36	0,025	0,073	-0,081	0,308
0,72	Gambie	36	0,032	0,031	-0,044	0,103	36	0,084	0,08	0,008	0,448
0,58	Sierra Leone	36	0,02	0,088	-0,231	0,234	36	0,256	0,248	-0,037	1,02
-	Agrégat	36	0,031	0,042	-0,091	0,104	36	0,14	0,101	0,048	0,432

Source : Auteur.

Note: Pays membres de l'UEMOA en italique. Poids = [PIB courant de chaque pays (2000) / PIB courant de la CEDEAO (2000)]. Les autres pays exclus de l'échantillon représentent 8,14% du PIB.

Annexe 2 : tests de racine unitaire au seuil de 5%

Annexe 2-a		Test de Dickey Fuller : Z(t)					
		PIB réel			IPC		
Poids	Pays	trend et constante [-3,556]	constante [-2,969]	aucun [-1,95]	trend et constante [-3,556]	constante [-2,969]	aucun [-1,95]
63,88	Nigéria	-2,66	1,84	3,29	-0,19	-1,9	3,42
9,86	<i>Côte d'Ivoire</i>	0,46	2,73	3,61	-0,93	-2,4	5,15
5,45	<i>Sénégal</i>	-0,91	1,66	7,9	-2,58	-2,93	3,09
4,58	Ghana	-3,44	2,49	7,42	-3,09	-2,82	1,76
2,72	<i>Mali</i>	-3,47	0,6	5,1	-2,41	-0,94	2,49
2,42	<i>Burkina Faso</i>	-1,78	1,12	9,97	-2,23	-1,84	3,71
1,65	<i>Niger</i>	-1,6	1,97	3,05	-2,05	-1,36	1,98
0,72	Gambie	-3,13	-0,52	6,21	-1,85	-2,37	4,87
0,58	Sierra Leone	-1,03	0,11	1,35	-0,79	-2,4	0,18
-	Agrégat	-2,76	2,42	4,25	-1,67	0,37	8,18

Source : Auteur.

Note : H0 (présence de racine unitaire) ; [] statistique de la valeur critique au seuil de 5%.

Pays membres de l'UEMOA en italique. Poids = [PIB courant de chaque pays (2000) / PIB courant de la CEDEAO (2000)]. Les autres pays exclus de l'échantillon représentent 8,14% du PIB.

Annexe 2-b		Test de Phillips-Perron : Z(t)					
		PIB réel			IPC		
Poids	Pays	trend et constante [-3,556]	constante [-2,969]	aucun [-1,95]	trend et constante [-3,556]	constante [-2,969]	aucun [-1,95]
63,88	Nigéria	-3,28	1,04	2,18	-0,74	-1,5	1,8
9,86	<i>Côte d'Ivoire</i>	-0,35	2	2,58	-1,15	-2,23	4,07
5,45	<i>Sénégal</i>	-0,68	2,06	8,07	-2,65	-2,74	2,38
4,58	Ghana	-3,36	1,83	5,3	-3,09	-2,09	0,77
2,72	<i>Mali</i>	-3,53	0,88	6,23	-2,58	-0,93	2,61
2,42	<i>Burkina Faso</i>	-1,66	1,43	11,18	-2,56	-1,74	3,21
1,65	<i>Niger</i>	-1,45	2,46	2,8	-2,48	-1,42	1,71
0,72	Gambie	-3,08	-0,56	9,28	-1,85	-2,69	2,91
0,58	Sierra Leone	-1,05	-0,01	1,25	-0,86	-2,09	-0,3
-	Agrégat	-3,51	1,48	2,76	-2,17	0,14	5,68

Source : Auteur.

Note : H0 (présence de racine unitaire) ; [] statistique de la valeur critique au seuil de 5%.

Pays membres de l'UEMOA en italique. Poids = [PIB courant de chaque pays (2000) / PIB courant de la CEDEAO (2000)]. Les autres pays exclus de l'échantillon représentent 8,14% du PIB.

Annexe 2-c		Test de Dickey Fuller : Z(t)					
		Taux de croissance PIB réel			Taux d'inflation		
Poids	Pays	trend et constante [-3,56]	constante [-2,972]	aucun [-1,95]	trend et constante [-3,56]	constante [-2,972]	aucun [-1,95]
63,88	Nigéria	-3,77	-4,03	-3,02	-3,99	-3,97	-1,96
9,86	<i>Côte d'Ivoire</i>	-3,83	-3,15	-2,55	-4,48	-4,17	-2,95
5,45	<i>Sénégal</i>	-7,25	-6,41	-2,93	-4,36	-4	-3,41
4,58	Ghana	-3,57	-3,43	-1,98	-6,98	-5,67	-3,25
2,72	<i>Mali</i>	-7,37	-7,27	-4,27	-5,1	-5,16	-4,57
2,42	<i>Burkina Faso</i>	-6,68	-6,4	-2,39	-4,86	-4,76	-3,81
1,65	<i>Niger</i>	-6,82	-5,47	-4,5	-4,89	-5,02	-4,86
0,72	Gambie	-7,24	-7,35	-3,82	-3,57	-2,98	-1,97
0,58	Sierra Leone	-5,72	-5,45	-5,29	-3,99	-3,32	-2,62
-	Agrégat	-3,58	-3,75	-2,4	-3,98	-3,97	-2,21

Source : Auteur.

Note : H0 (présence de racine unitaire) ; [] statistique de la valeur critique au seuil de 5%.

Pays membres de l'UEMOA en italique. Poids = [PIB courant de chaque pays (2000) / PIB courant de la CEDEAO (2000)]. Les autres pays exclus de l'échantillon représentent 8,14% du PIB.

Annexe 2-d		Test de Phillips-Perron : Z(t)					
		Taux de croissance PIB réel			Taux d'inflation		
Poids %	Pays	trend et constante [-3,56]	constante [-2,972]	aucun [-1,95]	trend et constante [-3,56]	constante [-2,972]	aucun [-1,95]
63,88	Nigéria	-3,66	-4,06	-3	-3,93	-3,72	-1,97
9,86	<i>Côte d'Ivoire</i>	-3,87	-3,2	-2,56	-4,42	-4,13	-2,86
5,45	<i>Sénégal</i>	-7,32	-6,39	-2,84	-4,35	-3,96	-3,32
4,58	Ghana	-3,57	-3,31	-2,51	-7,28	-5,69	-3,26
2,72	<i>Mali</i>	-7,49	-7,4	-4,47	-5,04	-5,11	-4,54
2,42	<i>Burkina Faso</i>	-6,81	-6,41	-2,13	-4,83	-4,72	-3,75
1,65	<i>Niger</i>	-7,15	-5,49	-4,63	-4,88	-5,02	-4,86
0,72	Gambie	-7,94	-8,06	-3,87	-3,57	-3	-1,96
0,58	Sierra Leone	-5,72	-5,47	-5,33	-3,92	-3,22	-1,97
-	Agrégat	-3,62	-3,8	-2,35	-3,96	-2,99	-1,96

Source : Auteur.

Note : H0 (présence de racine unitaire) ; [] statistique de la valeur critique au seuil de 5%.

Pays membres de l'UEMOA en italique. Poids = [PIB courant de chaque pays (2000) / PIB courant de la CEDEAO (2000)]. Les autres pays exclus de l'échantillon représentent 8,14% du PIB.

Annexe 3-a		Critères d'information				
Poids %	Pays	LR	FPE	AIC	HQIC	SBIC
63,88	Nigéria	4	4	4	4	2
9,86	<i>Côte d'Ivoire</i>	2	2	2	2	1
5,45	<i>Sénégal</i>	1	1	1	1	1
4,58	Ghana	1	2	2	1	1
2,72	<i>Mali</i>	3	3	3	3	1
2,42	<i>Burkina Faso</i>	1	1	1	1	1
1,65	<i>Niger</i>	1	1	1	1	1
0,72	Gambie	2	2	2	2	1
0,58	Sierra Leone	1	1	1	1	1
-	Agrégat	2	2	2	2	2

Source: Auteur.

Note: LR (Likelihood Ratio); FPE (Final Prediction Error); AIC (Akaike Information Criterion); HQIC (Hanna and Quinn Information Criterion); SBIC (Schwarz Bayesian Information Criterion).

Pays membres de l'UEMOA en italique.

Poids = [PIB courant de chaque pays (2000) / PIB courant de la CEDEAO (2000)]. Les autres pays exclus de l'échantillon représentent 8,14% du PIB.

Annexe 3-b		Test de Johansen			
Poids %	Pays	Retards	Statistique de trace (Rang maximal =0)		Statistique de la valeur critique au seuil de 5%
63,88	Nigéria	4 et 2	5,51 (retard=2)	13,65 (retard=4)	15,41
9,86	<i>Côte d'Ivoire</i>	1 et 2	13,67 (retard=1)	8,82 (retard=2)	15,41
5,45	<i>Sénégal</i>	1	11,91		15,41
4,58	Ghana	1 et 2	10,52 (retard=1)	13,78 (retard=2)	15,41
2,72	<i>Mali</i>	1 et 3	8,99 (retard=1)	12,76 (retard=3)	15,41
2,42	<i>Burkina Faso</i>	1	12,41		15,41
1,65	<i>Niger</i>	1	12,37		15,41
0,72	Gambie	1 et 2	12,28 (retard=1)	13,06 (retard=2)	15,41
0,58	Sierra Leone	1	12,39		15,41
-	Agrégat	2	9,08		15,41

Source: Auteur.

Note: H0 (rang maximal =0). Pays membres de l'UEMOA en italique. Poids = [PIB courant de chaque pays (2000) / PIB courant de la CEDEAO (2000)]. Les autres pays exclus de l'échantillon représentent 8,14% du PIB.

Annexe 4		Critères d'information				
Poids %	Pays	LR	FPE	AIC	HQIC	SBIC
63,88	Nigéria	1	2	3	1	1
9,86	<i>Côte d'Ivoire</i>	1	1	1	1	1
5,45	<i>Sénégal</i>	-	0	0	0	0
4,58	Ghana	1	1	1	1	1
2,72	<i>Mali</i>	2	3	3	2	0
2,42	<i>Burkina Faso</i>	3	0	3	0	0
1,65	<i>Niger</i>	-	0	0	0	0
0,72	Gambie	1	1	1	1	1
0,58	Sierra Leone	1	1	1	1	1
-	Agrégat	1	2	2	1	1

Source: Auteur.

Note: LR (Likelihood Ratio); FPE (Final Prediction Error); AIC (Akaike Information Criterion); HQIC (Hanna and Quinn Information Criterion); SBIC (Schwarz Bayesian Information Criterion).

Pays membres de l'UEMOA en italique.

Poids = [PIB courant de chaque pays (2000) / PIB courant de la CEDEAO (2000)]. Les autres pays exclus de l'échantillon représentent 8,14% du PIB.

Annexe 5: tests de robustesse pour le retard retenu

		Retard retenu	Autocorrélation ^a (LM test)	Test de stabilité ^b	
Poids %	Pays		Chi deux	Valeurs propres	Modules
63,88	Nigéria	2	5,57 (0,23)	0,71 0,39 + 0,44i 0,39 - 0,44i -0,44	0,71 0,59 0,59 0,44
9,86	<i>Côte d'Ivoire</i>	2	3,26 (0,52)	0,5 0,27 + 0,37i 0,27 - 0,37i -0,15	0,5 0,46 0,46 0,15
5,45	<i>Sénégal</i>	2	4,24 (0,37)	0,45 -0,45 0,07 + 0,21i 0,07 - 0,21i	0,45 0,45 0,22 0,22
4,58	Ghana	2	5,08 (0,28)	0,61 -0,12 + 0,4i -0,12 - 0,4i 0,12	0,61 0,42 0,42 0,12
2,72	<i>Mali</i>	2	6,74 (0,15)	-0,02 + 0,46i -0,2 - 0,46i -0,37 0,25	0,46 0,46 0,37 0,25
2,42	<i>Burkina Faso</i>	2	6,75 (0,15)	0,21 + 0,38i 0,21 - 0,38i -0,19 + 0,29i -0,19 - 0,29i	0,43 0,43 0,35 0,35
1,65	<i>Niger</i>	2	6,86 (0,14)	0,48 0,09 + 0,4i 0,09 - 0,4i -0,41	0,48 0,41 0,41 0,41
0,72	Gambie	2	5,21 (0,27)	0,67 -0,17 + 0,56i -0,17 - 0,56i -0,14	0,67 0,58 0,58 0,14
0,58	Sierra Leone	2	1,41 (0,84)	0,84 0,02 + 0,44i 0,02 - 0,44i -0,38	0,84 0,44 0,44 0,38
-	Agrégat	2	7,29 (0,12)	0,70 0,39 + 0,44i 0,39 - 0,44i -0,3	0,7 0,59 0,59 0,3

Source : Auteur.

Note : H0(a) : absence d'autocorrélation des erreurs ; () p-value.

b = toutes les valeurs propres doivent être à l'intérieur du cercle unitaire (Modules < 1) pour que le VAR soit stable.

Pays membres de l'UEMOA en italique.

Poids = [PIB courant de chaque pays (2000) / PIB courant de la CEDEAO (2000)]. Les autres pays exclus de l'échantillon représentent 8,14% du PIB.