

**CONFERENCE ECONOMIQUE AFRICAINE**  
**JOHANNESBURG, SOUTH AFRICA 28-30 OCTOBRE 2013**  
**‘L’intégration régionale en Afrique’**

**THEME :**

**DEGRE DE CONVERGENCE DES CHOCS MACROECONOMIQUES, CHOIX DE  
REGIME DE CHANGE ET DYNAMIQUE D’INTEGRATION DANS LA CEDEAO**

Présenté par : Bamba KA  
Université Cheikh Anta DIOP de Dakar  
Tel : (00221) 77 452 54 51  
Email : [bkabceao@yahoo.fr](mailto:bkabceao@yahoo.fr)

Octobre 2013

# DEGRE DE CONVERGENCE DES CHOC MACROECONOMIQUES, CHOIX DE REGIME DE CHANGE ET DYNAMIQUE D'INTEGRATION DANS LA CEDEAO

**Bamba KA<sup>1</sup>**

**Résumé** : L'objectif de ce papier est d'identifier le degré d'(a)symétrie des chocs macroéconomiques dans une dynamique d'intégration au sein de la Communauté Economique des Etats de l'Afrique de l'Ouest (CEDEAO) afin de mieux cerner les ajustements nécessaires et les choix de régime de change. Sous ce registre, nous avons analysé, selon la méthodologie de Blanchard et Quah (1989), les chocs macroéconomiques puis déterminé leur degré de convergence en utilisant une méthodologie dynamique basée sur le filtre de Kalman.

Les résultats montrent un degré assez élevé d'hétérogénéité aussi bien des chocs d'offre que de demande. Pour les chocs monétaires, ces résultats ont fait ressortir un degré d'asymétrie des chocs très élevé. La faible convergence des chocs d'offre et de demande permet toutefois d'envisager la constitution d'une union monétaire qui, dans un premier temps, ne serait composée que de quelques pays de la CEDEAO dont les relations économiques sont assez importantes.

Il convient de souligner à ce niveau les efforts énormes qui attendent les autorités ouest africaines pour faire face à cette absence de convergence des économies dans la volonté d'aller vers une monnaie commune.

*Mots-clefs* : Chocs macroéconomiques, VAR structurels, Intégration économique, CEDEAO.  
*Classification JEL* : E32, F15, F33.

---

1

## **Introduction**

A l'occasion du 22<sup>e</sup> sommet de la CEDEAO, tenu à Lomé en décembre 1999, les Chefs d'Etat et de Gouvernement de la région ont évoqué la nécessité de coordonner les programmes d'intégration des deux institutions (CEDEAO et UEMOA), en vue de leur convergence et, in fine, de leur fusion. De même l'idée d'une monnaie unique pour les quinze Etats membres de la CEDEAO, en remplacement de celles en circulation, a été soulevée.

Pour accélérer le processus, une approche en trois phases a été adoptée : une première phase consacrée à l'harmonisation des règles de gestion économique et financière, la redynamisation du système de compensation de l'Agence Monétaire de l'Afrique de l'Ouest (AMAO) et la revue des transactions éligibles à ce mécanisme, une deuxième phase qui consistera en une revue des ajustements économiques et l'harmonisation des fiscalités intérieures et, une troisième phase qui s'articulera autour de la fixation irrévocable des parités des monnaies des Etats membres et la création de la Banque Centrale unique de la Communauté.

Dans la volonté de faire évoluer la mise en œuvre du schéma d'intégration monétaire de la CEDEAO<sup>2</sup>, les pays non-membres de l'UEMOA ont décidé de mettre en place une deuxième zone monétaire dénommée Zone Monétaire de l'Afrique de l'Ouest (ZMAO). Dans cette perspective, il a été créé un cadre institutionnel axé sur l'organisation d'une convergence macroéconomique dont la réussite devrait permettre la fusion de cette zone avec l'UMOA pour donner naissance à la zone monétaire unique de la CEDEAO, initialement prévue en 2004 et reportée en 2020.

La CEDEAO regroupe d'un côté les pays de l'UEMOA<sup>3</sup> et le Cap Vert dont les monnaies étaient en change fixe respectivement avec le franc français et l'escudo portugais jusqu'en 1999 et par la suite avec l'Euro ; de l'autre côté, on trouve les pays anglophones et la Guinée qui ont des monnaies indépendantes. Après une brève participation à une caisse d'émission ancrée à la livre sterling, ces pays ont choisi le régime de flottement administré pour leur monnaie.

---

<sup>2</sup> ) Des trois scénarios envisagés au départ pour la mise en œuvre d'une monnaie unique ouest africaine, à savoir celui du "Big Bang" qui consistait en une décision politique et ceux du modèle UEMOA basés sur un certain nombre de critères de convergences, c'est le dernier schéma qui a été retenu

<sup>3</sup> ) L'Union Economique et Monétaire Ouest africaine réunit le Bénin, le Burkina Faso, la Côte d'Ivoire, la Guinée Bissau, le Mali, le Niger, le Sénégal, le Togo.

Dans le cadre de la volonté des autorités ouest africaines d'aller vers une monnaie commune, une analyse fine de la nature des chocs permet de voir s'il existe des différences structurelles importantes entre les pays et éclaire sur le type d'ajustement et sur le choix d'un régime de change susceptible de favoriser une plus forte croissance des économies de la CEDEAO.

Pour l'Afrique de l'ouest, certaines études empiriques menées font ressortir l'importance de l'hétérogénéité observée entre les pays partenaires du projet d'union monétaire. Masson et Patillo (2001) observent que les chocs qui touchent les pays membres de la CEDEAO ne sont que faiblement corrélés. Sous ce même registre, Bénassy-Quéré et Coupet (2005), analysant la viabilité économique du projet de la ZMAO, estiment, que ce projet serait porté par des économies hétérogènes.

Ainsi selon ces études, la divergence des chocs constitue le principal coût d'une union monétaire ouest-africaine. Les économies de la région ne disposent pas d'institutions solides et suffisamment développées pour faire face aux chocs asymétriques.

L'objectif de l'article est d'identifier les chocs macroéconomiques, leur degré de convergence et leur évolution au fil du temps afin de mieux comprendre les possibilités de choix en termes de régime de change pour la future union monétaire ouest africaine et de proposer des mesures d'ajustement appropriées. Contrairement à la volonté de Tapsoba (2009) de partir de la création de l'union monétaire pour réduire les inconvénients des chocs asymétriques, nous avons privilégié de partir de la situation actuelle en utilisant une méthodologie dynamique afin de définir les mécanismes d'ajustement à mettre en œuvre pour aller vers une intégration des économies. Ceci est d'autant plus nécessaire que le développement des échanges commerciaux entre pays et des mécanismes de stabilisation doit jeter les fondements de l'intégration et ne pas constituer une résultante de cette dernière.

A cet effet, nous procédons (I) à l'exposé des analyses théoriques et empiriques de la relation entre les choix de régime de change et la nature des chocs dans un contexte d'intégration (II) à l'analyse dynamique de la convergence à travers le filtre de Kalman et enfin (III) à la proposition de recommandations avant de conclure.

## 1. Choix de régime de change et dynamique d'intégration : approche théorique

Nous nous proposons ainsi dans un premier temps de faire le point sur la théorie recouvrant ce champ d'étude, ce qui nous permettra de dégager l'originalité de nos propos dans un contexte d'intégration monétaire ouest-africaine.

Selon les concepteurs de la théorie des zones monétaires optimales, R. MUNDELL (1961) et R. MC KINNON (1963), des pays dont les prix et les salaires sont relativement rigides ont intérêt à créer une union monétaire, c'est-à-dire à établir une parité fixe entre leur taux de change. Cela est possible si ces pays se sont déjà fortement intégrés par le commerce, les flux de capitaux et de travail ; s'ils sont sujets à des chocs macroéconomiques simultanés et de même nature rendant inutile le recours à la dévaluation ; si leurs gouvernements ont les mêmes préférences entre l'inflation et la croissance, et s'ils ont la volonté de coordonner leur politique macro-économique. C'est dans cet esprit que Kenen (1969), dans une optique nationale, suggère le critère de la **diversification de la structure économique nationale**. Selon lui, un pays dont l'économie est relativement diversifiée<sup>4</sup> peut former une zone monétaire avec d'autres pays sans craindre un impact négatif en cas de choc international, notamment un choc de nature asymétrique. Son raisonnement suit en fait la même logique que celle de la stratégie de diversification des investissements exposés à un risque potentiel. Fleming (1971) a proposé un autre critère, lié cette fois-ci au domaine affecté par le choc international : il s'agit de la similitude des niveaux de taux d'inflation entre les pays qui veulent former une union monétaire.

La théorie des ZMO a été considérablement remise en cause par l'émergence de la thèse de l'endogénéité des critères (Frankel et Rose, 1997) qui va grandement en restreindre la portée. Selon eux, l'union monétaire induirait des mutations structurelles qui atténueraient très significativement les résultats de la théorie standard des unions monétaires.

L'instauration d'une monnaie commune pourrait rendre des alliés monétaires plus aptes à satisfaire les critères d'optimalité. L'intuition qui sous tend cette hypothèse est que l'intégration monétaire réduirait les coûts de transaction au-delà même des simples économies liées à l'élimination de la volatilité des changes. Une monnaie commune serait perçue par les acteurs économiques comme un acte fort, un engagement durable (du moins

---

<sup>4</sup> Cette diversification se manifeste, par exemple, par une répartition relativement équilibrée du PIB entre les principaux secteurs de son économie.

plus stable qu'un simple système de changes fixes) car elle exclurait toute possibilité de dévaluation compétitive dans le futur.

Selon cet argumentaire, l'aptitude de certaines régions du monde à constituer des zones monétaires optimales devrait être nécessairement reconsidérée à la hausse. Si la satisfaction des critères d'optimalité n'est pas avérée (ex-ante) avant l'unification des monnaies (ex-ante) il est assez probable qu'elle le devienne (ex-post) suite aux effets bénéfiques de l'union. Les critères de ZMO seraient en vérité endogènes, de sorte qu' « un examen naïf des données historiques donnerait une fausse idée de l'habileté d'un pays à rejoindre une union monétaire » [Frankel et Rose (1997), p. 2].

Cependant, il convient de signaler que certains auteurs tels que Krugman [1993,1996] ou Eichengreen [1996] rejettent cette hypothèse « optimiste » et suggèrent un cas de figure nettement plus sombre : l'hypothèse de spécialisation. S'appuyant sur la théorie du commerce international, ils considèrent que l'intensification des échanges mène nécessairement les économies vers une spécialisation. Le renforcement des relations d'échange entre alliés monétaires les pousserait à se spécialiser dans la production pour laquelle ils ont un avantage comparatif. Les économies deviendraient alors moins diversifiées et auront en conséquence des cycles d'affaires moins corrélés.

Enfin, selon McKinnon (2000, 2002), mais aussi Artis (2006), une union monétaire entre deux pays permettrait le partage du risque de chocs asymétriques. Artis (2006) insiste sur le fait que la symétrie des chocs n'est plus nécessaire pour former une union monétaire dès lors que les pays connaissent une intégration financière élevée. En constituant une union monétaire, les agents des deux pays vont alors pouvoir échanger des titres financiers pour compenser leur perte de revenu liée à un choc asymétrique négatif.

## **2. Quelques résultats empiriques sur l'analyse des chocs macroéconomiques**

A ce niveau, l'objectif est de présenter brièvement quelques études empiriques sur l'analyse des chocs macroéconomiques avant de s'appesantir sur quelques cas étudiés dans les pays africains et de la CEDEAO en particulier.

Ng (2002) étudie les pays de l'Asie du Sud-Est à partir d'un VAR tri-dimensionnel, trois types de chocs sont identifiés : externe, domestique (propre à l'offre) et domestique (propre à la demande). Ses résultats montrent une corrélation des chocs forte au sein de l'Asean (identifiée à ses cinq pays fondateurs) et plus forte que celle qui prévaut entre les pays européens. L'Indonésie, Singapour et la Malaisie affichent même un degré de corrélation très élevé. A partir de là et au vu des critères commerciaux et financiers (inflation, exportations et importations, taux d'intérêt), il affirme qu'une union monétaire serait possible en Asie du Sud-Est constituée de l'Indonésie, de Singapour et de la Malaisie.

Sous ce registre, Guillaumin (2007) a tenté d'identifier le degré d'asymétrie des chocs macroéconomiques et de voir leur évolution au fil du temps pour les pays de l'Asean+3 afin de mieux comprendre les choix en termes de régime de change. Dans un premier temps, il a utilisé un processus VAR structurel (SVAR) pour décomposer les chocs macroéconomiques, selon la méthodologie de Blanchard et Quah (1989) et dans un deuxième temps il analyse les chocs d'offre et de demande en mesurant une corrélation dans le temps en utilisant une méthodologie dynamique basée sur le filtre de Kalman. Les résultats montrent qu'il n'y a pas de convergence globale au niveau de la zone. Cependant, une analyse plus spécifique montre qu'il existe une convergence relative des chocs de demande entre certains pays.

Enfin, Allegret et al (2009) ont étudié la faisabilité d'une union monétaire au sein du Mercosur dans la perspective théorique des zones monétaires optimales. L'étude s'appuie sur l'estimation d'un ensemble de modèles VAR semi-structurels incluant des variables réelles et financières internationales et domestiques pour chacune des trois principales économies de la zone. L'exercice conclut à la fragilité de ce processus d'intégration régionale.

Parmi les études portant sur les pays ouest africains, nous pouvons citer celles de Fielding et Shields (2001), Benassy-Quere et Coupet (2005), Debrun et al. (2005), Tsangarides et Qureshi (2006), Houssa (2008), Dedehouanou (2008) et celle de Tapsoba (2009).

Fielding et Shields (2001) ont montré avec la technique du Vecteur Auto Régressif structurel qu'au sein de l'UEMOA, les chocs de produit ne sont pas corrélés. De même, Benassy-Quere et Coupet (2005) et Tsangarides et Qureshi (2006) démontrent avec la méthode de la classification par grappes que les chocs des Etats ouest-africains sont fortement divergents. Debrun et al. (2005) aboutissent à une conclusion similaire en utilisant la corrélation des

termes de l'échange. Houssa (2008) a également appliqué le modèle des facteurs dynamiques et structurels et trouve une forte hétérogénéité des chocs d'offre dans l'espace CEDEAO.

Ainsi selon ces études, la divergence des chocs constitue le principal coût d'une union monétaire ouest-africaine. Les économies de la région ne disposent pas d'institutions solides et suffisamment développées pour faire face aux chocs asymétriques.

Toutefois, cette dernière littérature est statique dans sa conception puisqu'elle se réfère à la situation des économies avant l'intégration monétaire pour savoir si celle-ci est opportune. Elle omet ainsi les mutations des structures économiques et des politiques économiques qui surviennent après la mise en place d'une union monétaire. Cela a poussé des auteurs comme Tapsoba (2009) à imaginer la formation d'une union monétaire entre des économies ouest-africaines hétérogènes, même si cela prive les Etats d'un instrument important de réponse aux chocs. L'union monétaire elle-même crée des changements structurels qui atténuent l'occurrence ou l'effet des chocs dans les Etats membres. Avec l'intégration monétaire, les structures et les politiques économiques évoluent et peuvent réduire les inconvénients des chocs asymétriques et accroître l'optimalité de l'union.

Dans ce contexte l'évaluation de la nature des chocs touchant les différents pays de la zone et de leur degré de persistance et de convergence est un préalable à la recherche d'une intégration monétaire réussie et éclaire sur le choix d'un régime de change susceptible de favoriser une plus forte croissance des économies.

### **3- Méthodologie d'analyse de la convergence des chocs macroéconomiques**

Avant d'exposer sur le méthodologie d'analyse, nous allons nous appesantir sur la justification du choix du filtre de kalman.

#### **3.1. Justification du choix du filtre de Kalman**

Trois grandes méthodes sont régulièrement utilisées pour mesurer les chocs macroéconomiques. Il s'agit de l'analyse de la volatilité des taux de change réels, l'analyse des cycles au travers de l'application du filtre HP et les processus vectoriels autorégressifs structurels.



Selon Guillaumin (2007) l'analyse de la volatilité des taux de change réels a deux principaux inconvénients. Le premier est le choix de l'ancre et le second inconvénient tient à la distinction, impossible à effectuer, entre les chocs proprement dits et la vitesse d'ajustement à ces chocs : une faible variabilité peut signifier que les pays ont été touchés par des chocs symétriques ou que la vitesse d'ajustement à ces chocs a été rapide.

L'analyse des cycles économiques par le filtre HP visant à extraire la tendance d'une série pour obtenir uniquement le cycle possède également deux inconvénients venant réduire la puissance de cette analyse : (1) la méthode du filtre de HP repose d'une manière importante sur le choix du paramètre de lissage et (2) elle ne permet pas de distinguer les effets dus aux chocs asymétriques des réponses à ces chocs.

Ainsi, la méthodologie VAR structurel (SVAR par la suite) pourrait apparaître comme la plus pertinente car elle permet d'identifier l'origine des perturbations (côté offre ou côté demande) mais aussi d'étudier les réponses à ces perturbations et les délais d'ajustement.

Cependant, les modèles *VAR* souffrent d'un manque de dynamique dans l'analyse des chocs et n'apportent aucune information sur l'évolution des (a)symétries (Guillaumin, 2007). L'évolution peut éventuellement être mesurée en découpant la période d'études en plusieurs sous périodes en calculant ainsi les coefficients de corrélation durant ces sous-périodes. Là encore, un problème peut se poser du fait que "découper" la période en plusieurs sous-périodes peut amener à un nombre faible de données par sous-périodes et donc à une non-significativité du coefficient de corrélation.

Selon Boone (1997), la corrélation telle qu'elle ressort des modèles *VAR* suppose que les coefficients de corrélation soient stables sur l'ensemble de la période, ce qui dépend de trois hypothèses que sont :

- les chocs reflètent certaines particularités des structures économiques ;
- il n'y ait aucune évolution des similarités structurelles. Ces similarités sont considérées au début de la période d'estimation et ne connaissent aucune évolution ;
- aucun événement extraordinaire ne vient perturber un éventuel phénomène de convergence.

Cependant, il convient de noter que les relations globales peuvent changer en fonction de la structure de l'économie et des politiques économiques (Guillaumin, 2007). Les anticipations

jouent un rôle important dans beaucoup de relations entre grandeurs globales et les changements de politique altèrent ces anticipations. Par conséquent, les changements de politique peuvent modifier les relations globales (Lucas, 1976). Une des manières de prendre en compte ces changements dans les estimations, donc de calculer la corrélation de ces chocs dans le temps est d'utiliser le filtre de Kalman pour traiter le sujet de la convergence dynamique des chocs.

Cette méthode fut initialement développée par Haldane et Hall (1991) et Hall et al. (1992). Haldane et Hall (1991) s'interrogent sur la bipolarisation du système monétaire international entre le dollar et le deutsche mark et le rôle de la livre sterling en étudiant les liens bilatéraux entre ces trois monnaies. Les résultats montrent que la livre sterling se détache du dollar pour être davantage liée au deutsche mark. Le renforcement de ce lien s'effectue à partir des années 1980. Hall et alii (1992) analysent la convergence des taux de change, de l'inflation et des taux d'intérêt nominaux à l'aide des tests de cointégration et de la méthode du filtre de Kalman. Leurs résultats montrent l'absence de relation de cointégration en Europe entre 1970 et 1991 par rapport au dollar et au deutsche mark. Par contre, en effectuant une analyse sur deux sous-périodes (avant et après 1980), ils identifient une relation de cointégration des taux de change après 1980. Grâce au filtre de Kalman, ils montrent aussi une convergence qui s'est établie de façon significative au milieu des années 1980.

Boone (1997) puis Babetskii et al. (2005) appliquent, respectivement pour les pays de la zone euro et les pays d'Europe centrale et orientale (PECO), cette technique du filtre de Kalman pour obtenir des estimations concernant l'évolution dans le temps de la symétrie des chocs.

Boone (1997) utilise cette méthode pour vérifier si les recommandations en terme de convergence des économies ont été (1) mises en place et (2) si elles obtiennent les résultats escomptés : de sorte que les pays de la zone euro s'approchent d'une zone monétaire optimale du point de vue, au moins, de la symétrie des chocs. Utilisant les résultats de Bayoumi et Eichengreen (1996), il souligne qu'il y a eu une convergence en Europe depuis le début des années 1980.

Enfin partant d'un modèle VAR composé du PIB, de l'indice des prix à la consommation et du taux de change effectif réel, Cortinhas (2006) applique ensuite un modèle espace-état aux séries de chocs issues de la décomposition des différents modèles pour quelques pays de l'*Asean* (l'Indonésie, la Malaisie, les Philippines, Singapour et la Thaïlande) sur la période

allant de 1968 à 2004. Les résultats montrent une augmentation de la convergence des chocs de demande mais aussi une accélération de la divergence des chocs d'offre depuis les années 1990. Ces résultats ne plaident pas pour la formation d'une union monétaire entre ces pays sans, au préalable, une intégration économique plus forte.

Nous optons ainsi dans le cadre de cet article d'utiliser le filtre de Kalman afin d'analyser l'évolution de l'(a)symétrie des chocs entre les pays de la CEDEAO. Le choix du filtre de Kalman, qui est un ensemble d'équations mathématiques permet une meilleure estimation de l'état futur d'un système malgré l'imprécision des mesures et de la modélisation (Enzo et al. (2010)).

### 3.2. Méthodologie du filtre de Kalman appliquée à la convergence des chocs

La présentation de l'application du filtre de Kalman à la mesure de la convergence s'appuie sur Boone (1997) et Babetskii et al. (2005).

Supposons  $U_t^{l,i}$ , la matrice des chocs de type  $l$  du pays  $i$  à la date  $t$ . Le terme  $U$  représente un choc suite à la décomposition d'un VAR structurel. Ce choc peut être de n'importe quelle nature : offre, demande, monétaire etc.

Nous supposons que chaque pays  $i$  membre de la CEDEAO est soumis, à chaque instant  $t$ , à des chocs de natures différentes : des chocs d'offre ( $\varepsilon_{it}^s$ ), de demande réels ( $\varepsilon_{it}^d$ ) et de demande nominaux ( $\varepsilon_{it}^m$ ). Ces chocs engendrent des effets spécifiques sur les grandeurs macro-économiques.

Soient  $\Delta y_t$ ,  $\Delta \pi_t$  et  $\Delta m_t$  les dérivés logarithme du PIB, des prix et de la monnaie (M2).

$$\Delta X_t = \sum_0^q \beta_i \Delta X_{t-i} + u_t \quad (1)$$

Le modèle peut ainsi s'écrire sous la forme de la moyenne mobile de la manière suivante :

$$\Delta X_t = A_0 \varepsilon_t + A_1 \varepsilon_{t-1} + \dots = \sum_{i=0}^{+\infty} A_i \varepsilon_{t-i} \quad (2)$$

$$\text{Avec : } \Delta X_t = \begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta \pi_t \\ \Delta m_t \end{bmatrix} \quad (3) \quad \text{et} \quad \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_t^s \\ \varepsilon_t^d \\ \varepsilon_t^m \end{bmatrix} \quad (4)$$

Où  $\Delta y_t$ ,  $\Delta \pi_t$  et  $\Delta m_t$  représentent respectivement les taux de croissance du PIB réel, le taux d'inflation mesuré par le déflateur du PIB et le taux de croissance de la masse monétaire ;

$\varepsilon_t^s$ ,  $\varepsilon_t^d$  et  $\varepsilon_t^m$  représentent respectivement les chocs d'offre, les chocs de demande réels et nominaux qui frappent l'économie.

$$A_i = \begin{bmatrix} a_i^{ys} & a_i^{yd} & a_i^{ym} \\ a_i^{ps} & a_i^{pd} & a_i^{pm} \\ a_i^{ms} & a_i^{md} & a_i^{mm} \end{bmatrix} \quad (5)$$

Où  $a_i^{ys}$  doit être interprété comme l'effet d'un choc d'offre en t-i sur le taux de croissance du PIB réel en t. En résumé, le vecteur  $\Delta X_t$  obéit à un processus vectoriel de moyenne mobile d'ordre infini.

Pour mesurer la convergence dynamique des chocs entre un pays  $i$  et un pays  $j$ , nous pouvons estimer l'équation suivante :

$$U_t^{i,j} = \gamma_t + \theta_t U_t^{i,j} \quad (1)$$

Où  $\gamma_t$  et  $\theta_t$  sont des coefficients variables dont les évolutions sont données par les équations d'état suivantes :

$$\gamma_t = \gamma_{t-1} + \eta_{1,t} \quad (2)$$

$$\theta_t = \theta_{t-1} + \eta_{2,t} \quad (3)$$

La convergence se traduirait, dans l'équation (1), par un coefficient  $\gamma = 0$  et un coefficient  $\theta = 1$ .

Cependant, une telle mesure de la convergence est particulière puisqu'elle ne saisit que la convergence entre les pays  $i$  et  $j$ . Elle ne prend pas en compte un éventuel pays tiers. Boone (1997) propose une mesure de convergence permettant de détecter une convergence plus globale. Cette mesure est davantage appropriée puisqu'il faut pouvoir comparer les mouvements d'une variable entre deux pays par rapport aux mouvements de cette variable vis-à-vis du reste du monde" (Boone, 1997).

Plus formellement, l'équation de mesure s'écrit alors :

$$(U_t^{l,j} - U_t^{l,i}) = \alpha_t + \beta_t (U_t^{l,j} - U_t^{l,k}) \quad (4)$$

$U_t^{l,p}$  représente la matrice des chocs de type  $l$  du pays  $p$  (avec  $p = i, j, k$ ) à la date  $t$ . Dans l'équation (4), la lettre  $k$  représente le reste du monde ; la lettre  $j$  représente l'ancre potentielle, c'est-à-dire le pays vers lequel les chocs des autres pays, représentés par la lettre  $i$ , convergent ou non.

$\alpha_t$  et  $\beta_t$  sont des coefficients variables dont les évolutions sont données par les équations d'état suivantes :

$$\alpha_t = \alpha_{t-1} + \eta_{1,t} \quad (5)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \eta_{2,t} \quad (6)$$

Deux précisions peuvent être apportées. Il s'agit des chocs de type I qui correspondent soit à des chocs d'offre, des chocs de demande ou des chocs monétaires.

La seconde précision concerne le dilemme des pays de référence, correspondant aux lettres  $j$  et  $k$  dans l'équation (4). D'après l'équation (4), l'ajout de la matrice  $U_t^{l,k}$  est effectué dans le but de distinguer une convergence entre les pays  $i$  et  $j$  d'une convergence entre le pays  $i$  et un pays tiers (ici  $k$ ). En règle générale, ce pays tiers est censé représenter le reste du monde. Ainsi, nous choisissons les États-Unis pour représenter le pays  $k$  dans l'équation (4).

La plus grande interrogation concerne la lettre  $j$ . Dans les études précédemment menées notamment celle de Boone (1997) sur la zone euro, le pays  $j$  utilisé comme pays ancre est l'Allemagne.

Certaines études menées, comme celle de Guillaumin (2007) ayant constaté la difficulté de choisir un pays comme ancre ont effectué leur analyse de la convergence sans pays ni zone de référence. Toutefois, dans notre cas, en se basant sur le poids du PIB du pays dans le PIB régional, le Nigéria qui représente plus de la moitié du PIB de la CEDEAO constitue une ancre naturelle. Dans la mesure où la zone CEDEAO comporte en son sein une union monétaire, nous avons également choisi de prendre la Côte d'Ivoire, en nous basant sur la part

du PIB de ce pays sur le PIB global de l'UEMOA. Ce pays qui constitue la deuxième puissance économique de la CEDEAO représente environ 40% du PIB de l'UEMOA.

Pour l'analyse dynamique, nous partons des séries de chocs estimés auparavant pour mettre en application notre modèle espace-temps afin d'analyser l'évolution des asymétries.

Pour employer le filtre de Kalman, il nous faut fixer la valeur initiale de l'équation d'état (équation (6)). Un premier résultat consiste à estimer le paramètre  $\beta$  issu de l'équation (4) pour ensuite pouvoir utiliser cette estimation comme valeur de départ du coefficient d'état. Les résultats de cette estimation sont présentés en annexe 3.3 (chocs d'offre), (chocs de demande) et (chocs monétaires) avec le Nigéria comme ancre et en annexe 3.4 (chocs d'offre), (chocs de demande) et (chocs monétaires) avec la Côte d'Ivoire comme ancre.

### **3-3. Analyse des données**

Les données utilisées sont annuelles et portent sur la période 1970 à 2009. Les PIB réels, l'inflation et la masse monétaire sont issus des World Development Indicators (2011) de la Banque Mondiale. L'échantillon comprend 14 pays de la CEDEAO (Bénin, Burkina Faso, Cap-vert, Côte d'Ivoire, Gambie, Ghana, Guinée, Libéria, Mali, Niger, Nigéria, Sénégal, Sierra Léone et Togo).

Du fait du manque de données pour beaucoup d'années, la Guinée-Bissau a été exclue de l'échantillon. L'estimation du VAR nécessite l'absence de cointégration entre les séries. A cet effet, nous procédons aux tests de Dickey Fuller Augmenté (ADF) et de Philips-Perron pour apprécier la stationnarité des séries.

**Tableau 1 : Résultats des tests de stationnarité**

	Y*		DEF Y**		M***	
	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP
Bénin	-5.4***	-5.3***	-3.3*	-4.1**	-4.1**	-6.7***
Burkina	-7.0***	-7.02***	-3.9**	-4.3***	-4.6***	-6.2***
Cap-Vert	-4.4***	-4.1***	-3.5*	-5.6***	-4.1**	-5.1***
Côte d'Ivoire	-3.8***	-3.8***	-4.2***	-4.9***	-3.9**	-5.0***
Gambie	-6.1***	-6.2***	-3.6**	-3.5*	-4.4***	-8.3***
Ghana	-4.4***	-4.5***	-3.6**	-5.3***	-4.6***	-5.4***
Guinée	-4.6***	-5.0***	-7,7***	-5,7**	-4.6***	-7.2***
Libéria	-3.5**	-3.5***	-4.4***	-6.2***	-3.3*	-3.9**
Mali	-6.4***	-6.4***	-3.8**	-4.6***	-4.0**	-5.3***
Niger	-5.7***	-5.7***	-4.7***	-5.5***	-2.5	-4.4***
Nigéria	-2.0	-5.98***	-3.6**	-4.9***	-3.7**	-4.1**
Sénégal	-8.1***	-8.2***	-4.1**	-4.8***	-3.5*	-6.2***
Sierra Léone	-4.4***	-4.5***	-2.3	-2.5	-2.3	-3.1
Togo	-6.5***	-6.5***	-5.6***	-8.1***	-4.3***	-6.6***

*Source : calcul de l'auteur sous STATA*

Les seuils de significativité sont de 1% (\*\*\*), 5% (\*\*) et 10% (\*).

Y\* = taux de croissance du PIB réel, Def Y\*\* = déflateur du PIB et M\*\*\* = taux de croissance de la masse monétaire.

Les résultats des tests ADF de racine unitaire conduisent à rejeter l'existence d'une racine unitaire pour chacune de ces variables et pour les quatorze pays étudiés. Nous avons procédé avec un retard pour les tests de Dickey-Fuller augmenté et 3 retards pour les tests de Philips-Perron. Les variables étant I(1), nous avons procédé à l'étude de la relation de long terme des variables, c'est-à-dire aux tests de cointégration de Johansen [1988].

Les tests de cointégration de JOHANSEN effectués (annexe 1) conduisent à rejeter l'existence de relations de cointégration entre les différentes variables, ce qui valide les restrictions d'identification imposées par la méthode de BLANCHARD et QUAH (1989).

#### **4. Résultats des estimations de l'analyse dynamique de la convergence des chocs par le filtre de Kalman**

Nous passerons en revue les résultats de l'application aux pays de la CEDEAO.

Ces résultats sont exposés à travers une estimation de  $\beta$  (1), son évolution à travers des représentations graphiques (2) et une analyse de la convergence se basant sur la moyenne des paramètres  $\alpha$  et  $\beta$  (annexes 4 et 5) (3).

#### *4-1.. Estimation de $\beta$ dans l'équation (4)*

Cette partie consistera à faire l'analyse des estimations dont les résultats sont présentés en annexe selon le pays choisi comme ancre.

##### *A- Nigéria comme ancre (annexe 2)*

Une première conclusion peut être tirée des résultats de l'estimation du paramètre  $\beta$  qui est l'absence de convergence des chocs d'offre des pays de la CEDEAO vers le Nigéria, sauf pour le Bénin dont le coefficient est statistiquement significatif. Nous notons cependant une convergence des chocs de demande et monétaires vers le Nigéria pour tous les pays de la CEDEAO à l'exception de la Guinée et du Libéria (chocs de demande) et de la Guinée (chocs monétaires).

Par ailleurs, même si les coefficients des chocs d'offre sont relativement faibles, ceux des chocs de demande et monétaire sont significativement différents de zéro. Sur 13 coefficients, 12 sont significativement différents de zéro pour les chocs de demande et 13 pour les chocs monétaires. De tels résultats traduisent l'existence de chocs relativement asymétriques.

##### *B- Côte d'Ivoire comme ancre (annexe 3)*

Avec la Côte d'Ivoire comme ancre, les résultats montrent une convergence des chocs d'offre plus importante. Tous les pays de l'échantillon, sauf le Bénin, la Guinée et le Libéria enregistrent une convergence des chocs d'offre vers la Côte d'Ivoire. Concernant les chocs de demande et monétaire, on note une convergence vers la Côte d'Ivoire sauf pour la Gambie, la Guinée et le Libéria pour les chocs de demande et la Guinée pour les chocs monétaires.

Avec la Côte d'Ivoire comme ancre, on note que les coefficients  $\beta$  sont significativement différents de zéro. Sur 13 coefficients, 12 sont significativement différents de 0 pour les chocs d'offre, 12 pour les chocs de demande et 13 pour les chocs monétaires. Ces résultats vont également dans le sens de l'existence d'une certaine asymétrie des chocs.

Pour affiner l'analyse de la convergence des chocs macroéconomiques, le modèle espace-état décrit par les équations (4) à (6) et estimé par la procédure du filtre de Kalman sera utilisé pour estimer dans le temps les paramètres  $\alpha_t$  et  $\beta_t$ .



## 4.2. Evolution de $\beta$

L'évolution du paramètre  $\beta$  sera analysée en prenant successivement le Nigéria et la Côte d'Ivoire comme ancre.

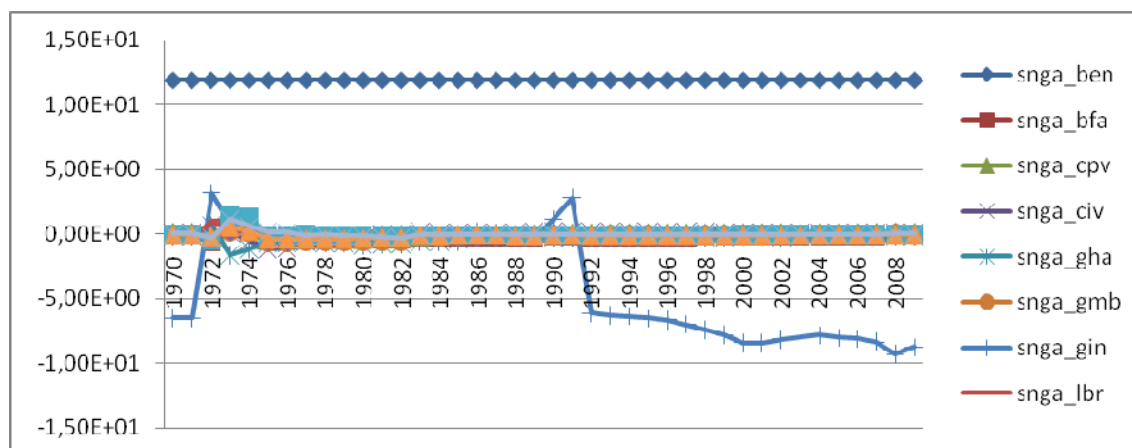
### A- Le Nigéria comme ancre

La convergence des chocs macroéconomiques au sein des pays de la CEDEAO, avec le Nigéria comme ancre, sera appréciée à travers les schémas des pages suivantes qui montrent l'évolution du paramètre  $\beta$ .

#### - Chocs d'offre

A la première observation du graphique, nous pourrions accepter l'idée selon laquelle il y a une convergence des chocs d'offre entre les pays de la CEDEAO, à l'exception du Bénin et de la Guinée.

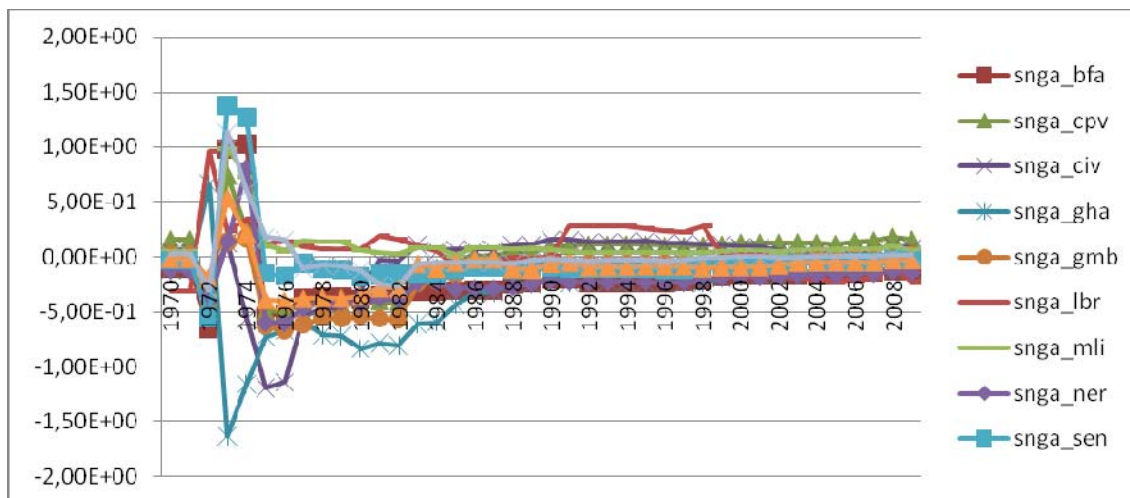
Graphique 1 : Chocs d'offre des pays de la CEDEAO



Source : Calcul de l'auteur sous *eviews*

Afin d'affiner l'analyse, ces deux derniers pays (Bénin, Guinée) ont été isolés pour apprécier de la dynamique de convergence des chocs d'offre entre les pays. Même si une tendance à la stabilisation des chocs a été notée, on ne peut conclure d'une convergence entre ces derniers.

**Graphique 2 : Chocs d'offre des pays de la CEDEAO sauf le Bénin et la Guinée**

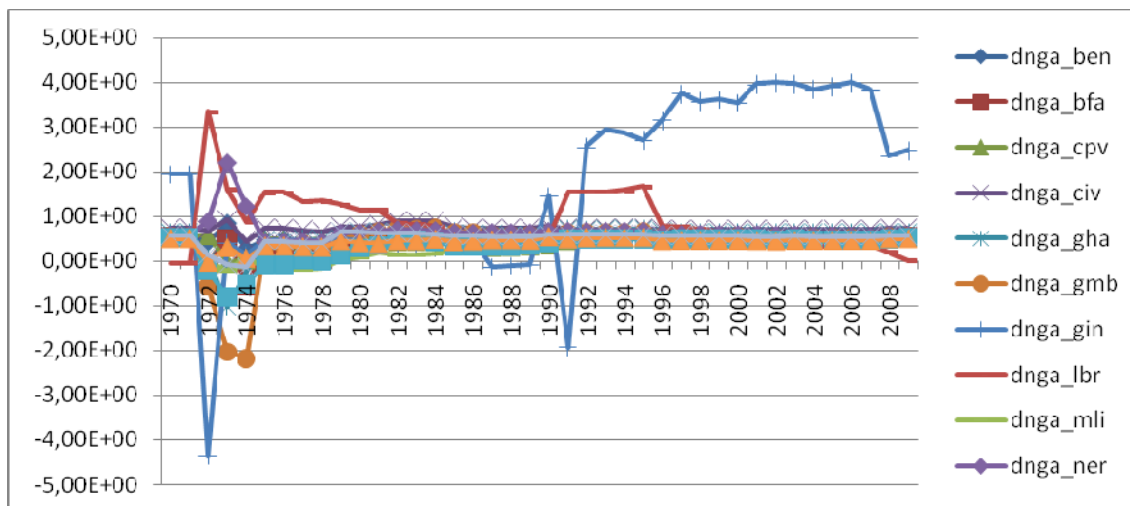


**Source :** Calcul de l'auteur sous eviews

**- Chocs de demande**

L'observation de l'évolution du paramètre  $\beta$  pourrait nous amener à accepter l'idée selon laquelle, il y a une convergence des chocs de demande entre les pays de la CEDEAO, à l'exception de la Guinée et du Libéria.

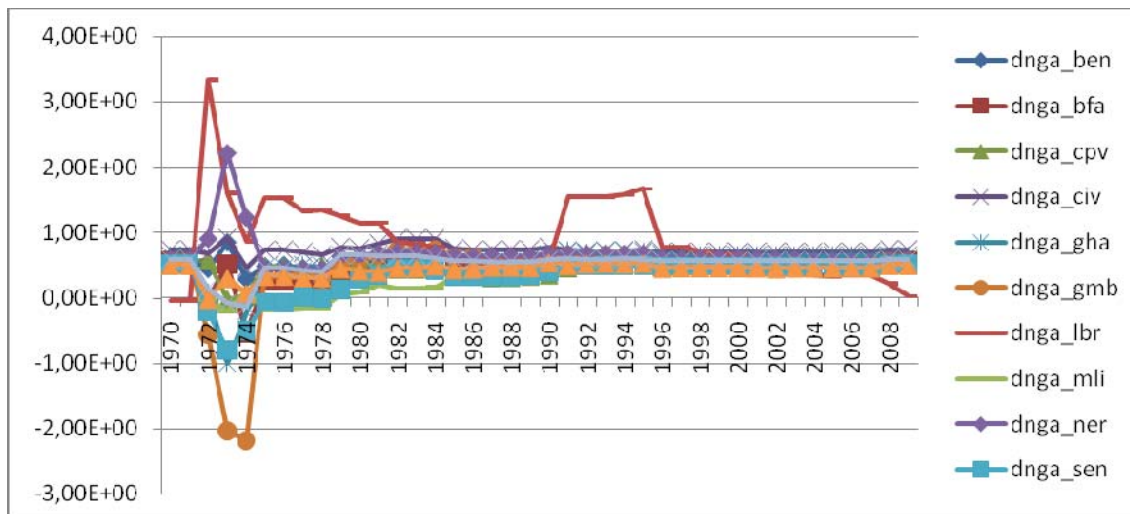
**Graphique 3 : Chocs de demande des pays de la CEDEAO**



**Source :** Calcul de l'auteur sous eviews

L'observation des chocs de demande sans la Guinée fait ressortir une faible convergence entre le reste des pays. Ne convergeant pas vers une valeur unique, on ne peut parler de convergence absolue.

**Graphique 4 : Chocs de demande des pays de la CEDEAO sauf la Guinée**

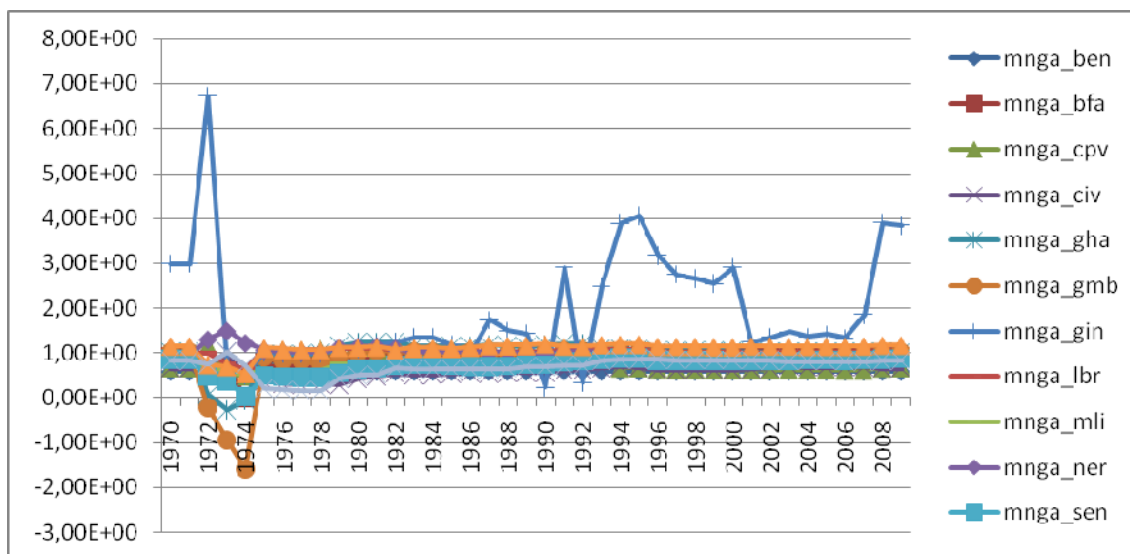


**Source :** Calcul de l'auteur sous eviews

**- Chocs monétaires**

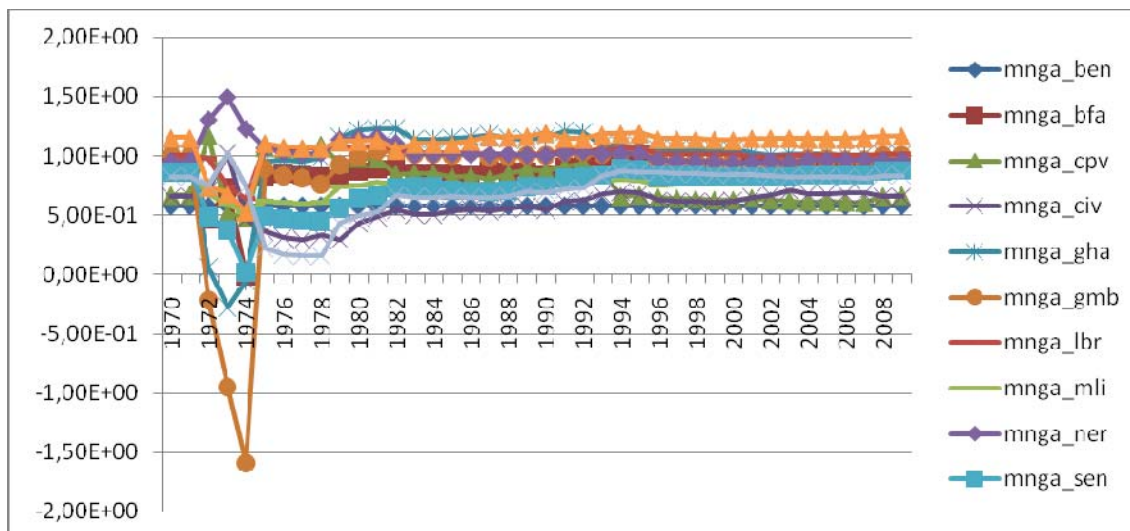
En considérant tous les pays, la conclusion qui s'impose est l'existence d'une convergence entre tous les pays de la CEDEAO sauf la Guinée. Cependant, l'isolement de ce dernier pays semble faire ressortir l'absence de convergence absolue entre le reste du groupe. On peut parler d'une faible convergence entre les autres pays.

**Graphique 5 : Chocs monétaires des pays de la CEDEAO**



**Source :** Calcul de l'auteur sous eviews

**Graphique 6 : Chocs monétaires des pays de la CEDEAO (sauf la Guinée)**



**Source :** Calcul de l'auteur sous eviews

Les estimations dans le temps du paramètre  $\beta$  (l'évolution de ce paramètre) nous montrent que même s'il y'a une baisse des amplitudes des chocs d'offre entre les pays de la CEDEAO depuis la fin des années 80, on note une persistance de l'asymétrie des chocs. La baisse d'amplitude peut cependant laisser penser à une faible convergence des chocs d'offre du Nigéria avec tous les pays de la CEDEAO sauf la Guinée et le Bénin.

De ces estimations, il ressort également la même tendance de baisse des amplitudes des chocs macroéconomiques de demande, même s'il persiste toujours une certaine asymétrie des chocs. Une faible convergence avec le Nigéria des pays ouest africains, sauf la Guinée, peut être cependant avancée, vu la baisse des amplitudes depuis le milieu des années 90.

Concernant les chocs monétaires, en dehors de la Guinée, même s'il persiste une certaine asymétrie des chocs, nous pouvons retenir une faible convergence des chocs macroéconomiques du Nigéria avec les pays de la CEDEAO.

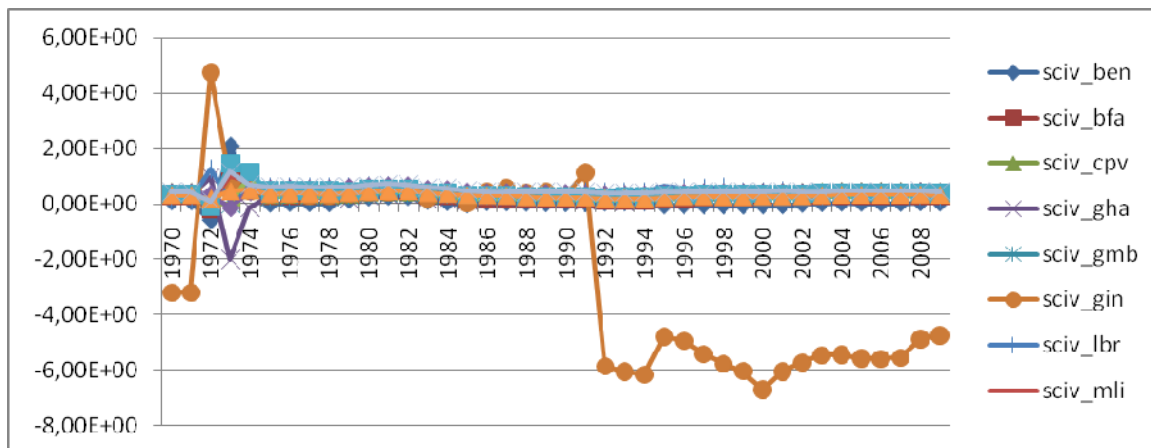
### *B- La Côte-d'Ivoire comme ancre*

Nous allons à présent procéder à l'analyse de la convergence des chocs avec la Côte d'Ivoire comme ancre. Les schémas ci-dessous représentent respectivement l'évolution du paramètre  $\beta$  selon la nature des chocs.

#### **- Chocs d'offre**

L'idée d'une convergence des chocs d'offre peut être acceptée entre les pays de la CEDEAO, à l'exception de la Guinée.

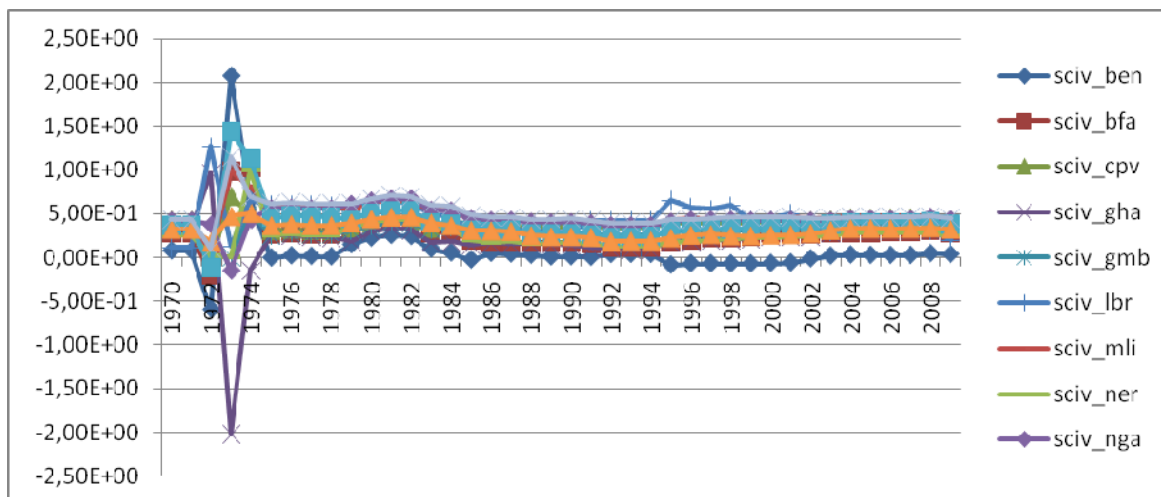
**Graphique 7 : Chocs d'offre des pays de la CEDEAO\_Ancre (Côte d'Ivoire)**



**Source :** Calcul de l'auteur sous eviews

L'isolement de la Guinée fait ressortir une faible convergence des chocs d'offre entre les pays de la CEDEAO sans la Guinée.

**Graphique 8 : Chocs d'offre des pays de la CEDEAO\_Ancre (Côte d'Ivoire)**

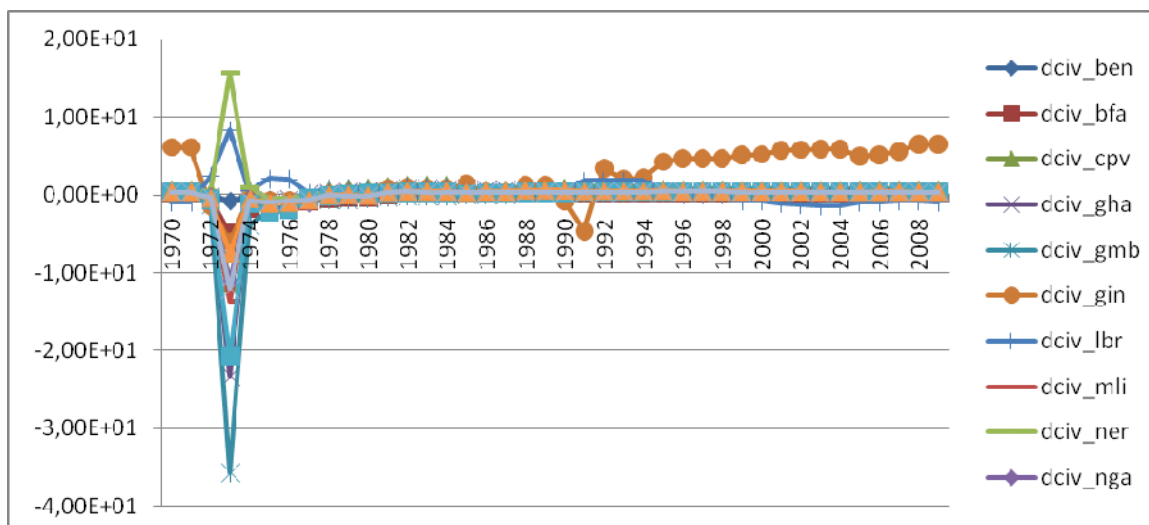


**Source :** Calcul de l'auteur sous eviews

**- Chocs de demande**

L'observation de l'évolution du paramètre  $\beta$  pourrait faire accepter l'idée selon laquelle il y a une convergence des chocs de demande entre les pays de la CEDEAO, à l'exception de la Guinée.

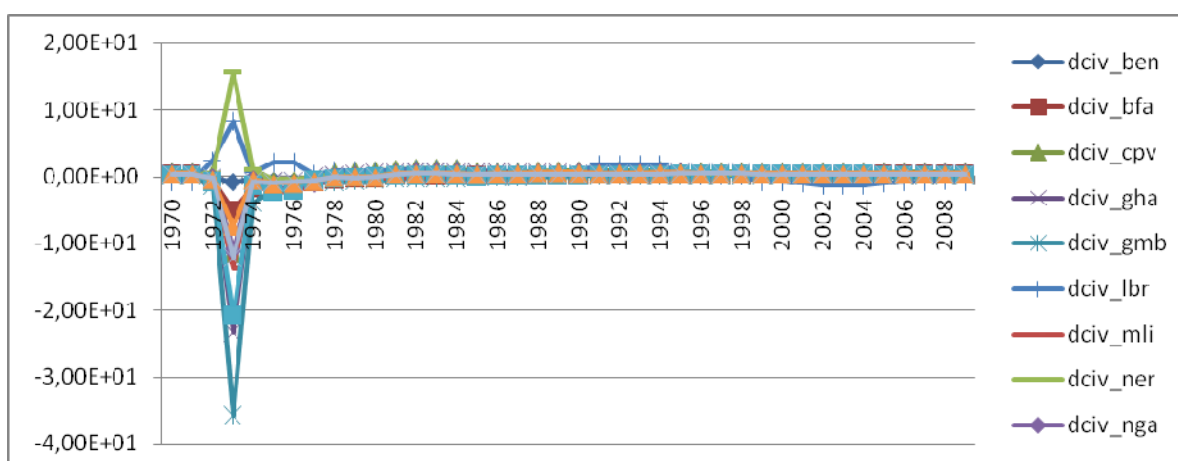
**Graphique 9 : Chocs de demande des pays de la CEDEAO\_Ancre (Côte d'Ivoire)**



**Source :** Calcul de l'auteur sous eviews

L'exclusion de la Guinée révèle une faible convergence des chocs de demande des pays de la CEDEAO avec la Côte d'Ivoire.

**Graphique 10 : Chocs de demande des pays de la CEDEAO\_Ancre (Côte d'Ivoire) sans la Guinée**

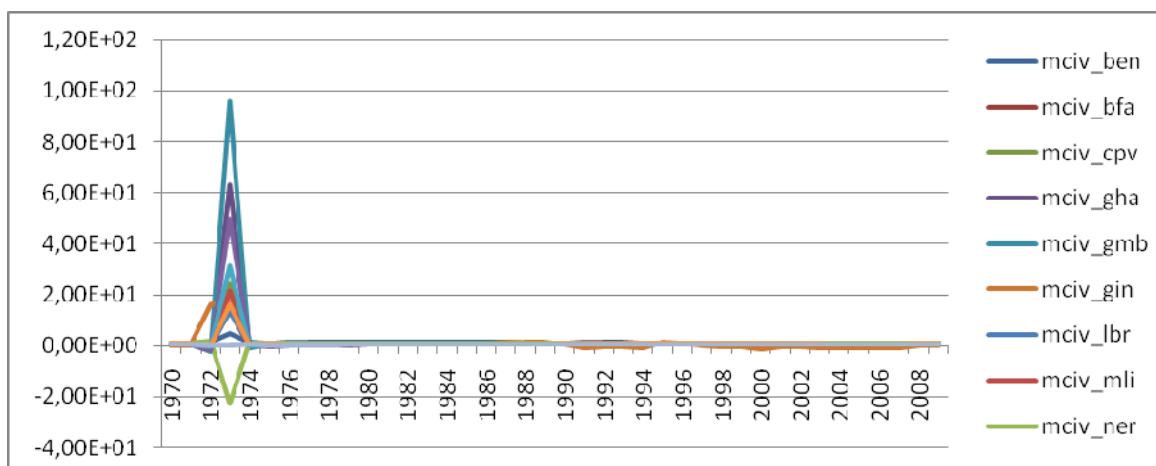


**Source :** Calcul de l'auteur sous eviews

**- Chocs monétaires**

L'analyse de l'évolution des chocs monétaires sur la période montre une convergence des chocs monétaires entre les pays de la CEDEAO. Cela pourrait s'expliquer par le fait que le pays ancre, la Côte d'Ivoire compose avec six autres pays de l'échantillon la même zone monétaire (UEMOA).

**Graphique 11 : Chocs monétaires des pays de la CEDEAO\_Ancr (Côte d'Ivoire)**



**Source :** Calcul de l'auteur sous *evIEWS*

En gros, nous pouvons dire que les estimations dans le temps du paramètre  $\beta$  (l'évolution de ce paramètre) nous montrent une baisse des amplitudes des chocs macroéconomiques entre les pays de la CEDEAO depuis la fin des années 80 traduisant ainsi les multiples efforts faits par les dirigeants ouest africains pour faire converger leurs économies. Malgré la baisse d'amplitude des chocs, nous remarquons une persistance de l'asymétrie des chocs, même si nous pouvons retenir la faible convergence des chocs d'offre de demande de tous les pays de la CEDEAO sauf la Guinée avec la Côte d'Ivoire. Par contre, pour les chocs monétaires la convergence avec la Côte d'Ivoire semble plus accentuée.

### 4.3. Analyse de la convergence à travers les paramètres $\alpha$ et $\beta$

Pour faciliter et affiner cette analyse graphique, nous présentons à travers les deux tableaux en annexe 4 et 5 la moyenne des coefficients  $\alpha$  et  $\beta$  pour les chocs d'offre, de demande et monétaire. Le coefficient  $\alpha$  ne doit pas être omis de notre analyse car l'hypothèse de convergence ( $\beta=0$ ) est conditionnée au fait que le coefficient  $\alpha$  doit être nul.  $\alpha$ , s'il est correctement estimé, doit également tendre vers 0 puisqu'il représente un bruit blanc et doit

ainsi être nul en moyenne. Toutefois, il se peut que  $\alpha$  soit différent de 0. Cela nous amène à introduire la notion de faible convergence. Elle est définie comme la situation où, simultanément, le coefficient  $\alpha$  est différent de 0 mais constant dans le temps, et, dans le même temps, le coefficient  $\beta$  tend vers 0 (Babetskii et al., 2005).

Il convient de noter que deux situations peuvent être distinguées sur la période d'étude. La première concerne les pays dont les coefficients  $\beta$  sont faibles et la seconde ceux pour lesquels les coefficients  $\beta$  sont très élevés. Pour effectuer la distinction fort/faible, nous choisissons un seuil arbitraire de  $\beta = 0,50$  (voir Guillaumin, 2007).

De faibles valeurs des paramètres  $\alpha$  et  $\beta$  pourraient appeler à considérer une faible convergence des chocs vers les deux pays choisis comme ancre en s'appuyant sur le fait que les valeurs de  $\alpha$  et  $\beta$  sont inférieures à 0,50.

Les résultats sont présentés à travers les tableaux 2 et 4 page 25.

#### **A- Nigéria comme pays-ancre**

Pour les chocs d'offre, tous les pays ont des coefficients  $\alpha$  et  $\beta$  faibles sauf le Bénin et la Guinée. Concernant les chocs de demande, parmi les pays dont les coefficients  $\alpha$  et  $\beta$  sont élevés, nous avons le Bénin, la Côte d'Ivoire, le Ghana, la Guinée, le Libéria, le Niger et le Togo. Les pays ayant des coefficients  $\alpha$  et  $\beta$  faibles sont le Burkina, le Cap-Vert, la Gambie, le Mali, le Sénégal et la Sierra Leone. Enfin, les coefficients  $\alpha$  et  $\beta$  associés aux chocs monétaires des différents pays sont tous élevés.

En résumé, nous constatons l'absence de convergence des chocs monétaires des pays de la CEDEAO avec le Nigéria comme ancre du fait que les paramètres  $\alpha$  et  $\beta$  ne tendent pas vers zéro. Donc, il n'y a pas de convergence des chocs monétaires entre les pays de la CEDEAO.

Par contre, pour les chocs de demande, nous notons une faible convergence des chocs vers le Nigéria pour un certain nombre de pays. Il s'agit du Burkina Faso, du Cap-Vert, de la Gambie, du Mali, du Sénégal et de la Sierra Leone.

**Pour les chocs d'offre, ils sont relativement symétriques pour tous les pays vers le Nigéria, sauf le Bénin et la Guinée. Nous remarquons ainsi une faible convergence des chocs d'offre entre ces pays et le Nigéria. Cela pourrait éventuellement s'expliquer par le fait que le Nigéria constitue le principal fournisseur de pétrole de la zone.**



Tableau 2 *Evolutions de la moyenne des  $\alpha$  et  $\beta$  sur la période 1970-2009-Côte d'Ivoire comme ancre*

		civ_ben	civ_bfa	civ_cpv	civ_gha	civ_gmb	civ_gin	civ_lbr	civ_mli	civ_ner	civ_nga	civ_sen	civ_sle	civ_tgo
<b>Chocs d'offre</b>	$\alpha$	0.075023	0.503004	0.365596	-0.053403	0.255685	-10.205650	-0.219846	0.383108	0.416425	0.200663	0.488852	0.152441	0.380550
	$\beta$	0.082963	0.280792	0.388893	0.174945	0.313023	-2.351335	0.445191	0.488593	0.256702	0.444774	0.397577	0.310342	0.503942
<b>Chocs de demande</b>	$\alpha$	0.068497	0.004347	0.513826	0.313926	0.576620	-9.099393	1.600191	0.169928	-0.215861	0.157475	0.332059	-0.098071	0.144390
	$\beta$	0.198741	-0.108032	0.379254	-0.210829	-1.208057	2.300633	0.520977	-0.075595	0.700207	-0.059823	-0.455287	0.080563	-0.082148
<b>Chocs monétaires</b>	$\alpha$	-0.797022	0.237294	-0.170269	3.000606	4.182437	-27.248451	0.258528	0.716829	-1.365669	2.663427	1.093345	0.630064	-0.430744
	$\beta$	1.152763	0.990287	1.484730	2.325831	2.899312	1.127125	1.247090	1.218615	0.230864	1.843241	1.258424	1.329388	0.462294

*Source : nos estimations sous eviews*

Tableau 3 : *Evolutions de la moyenne des  $\alpha$  et  $\beta$  sur la période 1970-2009 - Nigéria comme ancre*

		nga_ben	nga_bfa	nga_cpv	nga_civ	nga_gha	nga_gmb	nga_gin	nga_lbr	nga_mli	nga_ner	nga_sen	nga_sle	nga_tgo
<b>Chocs d'offre</b>	$\alpha$	15.841962	0.229157	0.101161	-0.222892	-0.358539	-0.029351	-	-0.428111	0.195002	0.146945	0.257448	-0.097839	0.154225
	$\beta$	11.893324	-0.194307	-0.009418	-0.054374	-0.362833	-0.157284	10.489140	-3.661049	0.064862	0.091310	-0.224224	-0.039850	-0.104145
<b>Chocs de demande</b>	$\alpha$	0.025977	-0.088682	0.375881	-0.053360	0.037564	0.150376	-9.123942	1.562004	-0.048987	-0.092038	0.046036	-0.208329	-0.018002
	$\beta$	0.545235	0.441389	0.448352	0.730042	0.543978	0.397072	1.640449	0.873618	0.305045	0.674271	0.314177	0.430689	0.520468
<b>Chocs monétaires</b>	$\alpha$	1.85E-09	-7.17E-01	-1.41E+00	-7.23E-01	-1.71E-02	-7.25E-01	-2.79E+01	-3.90E-01	-4.35E-01	-4.33E-01	-7.82E-01	-1.78E-01	-8.36E-01
	$\beta$	0.577683	0.851310	0.776770	0.582931	0.993809	0.829953	1.943053	1.012824	0.736691	1.029480	0.717937	1.099349	0.697110

*Source : nos estimations sous eviews*

## A- Côte d'Ivoire comme pays-ancre

Pour les chocs d'offre, tous les pays (sauf la Guinée, le Burkina Faso et le Togo) ont des coefficients  $\alpha$  et  $\beta$  faibles. Concernant les chocs de demande, la Gambie, la Guinée, le Libéria, le Niger, le Cap-Vert ont des coefficients  $\alpha$  et  $\beta$  élevés. Par contre, pour le reste des pays (Bénin, Burkina Faso, Ghana, Mali, Nigéria, Sénégal, Sierra Léone et Togo), les coefficients  $\alpha$  et  $\beta$  sont relativement faibles traduisant ainsi une relative convergence des chocs de demande. Enfin, pour les chocs monétaires, seul le Togo a des coefficients  $\alpha$  et  $\beta$  faibles, traduisant ainsi la forte asymétrie des chocs monétaires dans la zone.

En résumé, il ressort des résultats le caractère asymétrique des chocs monétaires, traduisant une absence de convergence entre la Côte d'Ivoire et les pays de la CEDEAO sauf le Togo. Pour les chocs de demande, il convient de souligner une faible convergence des chocs de demande entre le groupe de pays (Bénin, Burkina Faso, Ghana, Mali, Nigéria, Sénégal, Sierra Léone et Togo). La même remarque est notée pour les chocs d'offre qui sont caractérisés par une faible convergence entre les pays de la CEDEAO (sauf pour la Guinée, le Burkina Faso et le Togo) et la Côte d'Ivoire.

<b>Tableau 4 : Résultats de l'analyse de la convergence par le filtre de Kalman</b>				
	<b>Faible convergence <math>\alpha</math> et <math>\beta</math> inférieurs à 0,5</b>		<b>Absence de convergence <math>\alpha</math> et <math>\beta</math> supérieurs à 0,5</b>	
<b>Pays ancrés</b>	<b>Nigéria</b>	<b>Côte d'Ivoire</b>	<b>Nigéria</b>	<b>Côte d'Ivoire</b>
<b>Chocs d'offre</b>	Burkina Faso, Cap-Vert, Côte d'Ivoire, Ghana, Gambie, Libéria, Mali, Niger, Sénégal, Sierra Léone et Togo	Bénin, Cap-Vert, Ghana, Gambie, Libéria, Mali, Niger, Nigéria, Sénégal, Sierra Léone	Bénin, Guinée	Burkina Faso, Guinée, Togo
<b>Chocs de demande</b>	Burkina Faso, Cap-Vert, Gambie, Mali, Sénégal, Sierra Léone	Bénin, Burkina Faso, Ghana, Mali, Nigéria, Sénégal, Sierra Léone et Togo	Bénin, Côte d'Ivoire, Ghana, Guinée, Libéria, Niger, Togo	Cap-Vert, Gambie, Guinée, Libéria, Niger,
<b>Chocs monétaires</b>	Aucune	Togo	Tous les pays	Tous les pays sauf le Togo

Quel que soit le pays ancre, l'absence totale de convergence des chocs monétaires entre les différents pays de la CEDEAO a été constatée.

Les résultats obtenus à travers les valeurs de  $\alpha$  et  $\beta$  ne permettent pas de déterminer une convergence totale des chocs d'offre, de demande et monétaire entre les pays de la CEDEAO. Il n'y a pas de convergence des valeurs de  $\alpha$  et  $\beta$  vers 0.

Les résultats font cependant ressortir une faible convergence des chocs de demande et d'offre entre quelques pays. Globalement, et en prenant en compte les deux pays ancrés, nous trouvons une faible convergence pour les chocs d'offre pour le groupe de pays ci-après : Cap-Vert, Côte d'Ivoire, Ghana, Gambie, Libéria, Mali, Niger, Nigéria, Sénégal et Sierra Leone.

Pour les chocs de demande, toujours en prenant en compte les résultats obtenus avec les deux pays ancrés, on aboutit à une faible convergence entre un groupe de pays plus restreint : Burkina Faso, Mali, Nigéria, Sénégal et Sierra Leone.

A cet effet, le noyau dur découlant des résultats globaux de cette méthodologie est constitué du Mali, du Nigéria, du Sénégal et de la Sierra Leone.

Ainsi, dans le cadre du projet d'intégration monétaire, des mesures ardues doivent être prises par les Etats membres afin d'accélérer la convergence de leur économies en mettant en œuvre les politiques structurelles adéquates afin de créer les conditions pour une forte croissance économique en Afrique de l'ouest.

## **Conclusion**

Nous avons analysé dans le cadre de cet article la nature des chocs macroéconomiques et leur interaction avec le choix de régime de change dans les pays de la CEDEAO. Dans ce travail, nous avons utilisé la méthode du filtre de Kalman qui nous a permis de prendre en compte les changements de régime et d'évaluer l'évolution des chocs.

Nos résultats ont fait ressortir que les pays de la CEDEAO présentaient un degré assez élevé d'hétérogénéité aussi bien dans les chocs d'offre que de demande. Pour les chocs monétaires, ces résultats ont fait ressortir un degré d'asymétrie des chocs très élevé.

Cette faible convergence des chocs d'offre et de demande permet toutefois d'envisager la constitution d'une union monétaire qui, dans un premier temps, ne serait composée que de quelques pays de la CEDEAO dont les relations économiques sont assez importantes.

Il convient de souligner à ce niveau les efforts énormes qui attendent les autorités ouest africaines pour faire face à cette absence de convergence des économies de la zone dans la volonté d'aller vers une monnaie commune.

Le projet d'intégration monétaire en Afrique de l'ouest devrait en sus de l'objectif de monnaie unique, privilégier le développement d'ensembles commerciaux intra ouest africains et doit nécessairement faire l'objet d'une sensibilisation budgétaire. La priorité doit être consacrée à la mise en place d'une véritable zone de libre échange et aux investissements dans les infrastructures sous régionales.

Cependant, il y a de toute évidence une dimension politique non négligeable derrière cette initiative. Plutôt que de tenter de réaliser une union monétaire dans un délai très court, les pays de la région devraient d'abord consacrer leurs énergies à faire converger leurs taux d'inflation, leurs politiques budgétaires et les politiques structurelles nécessaires à une forte croissance économique.

### Annexe 1 : Résultats des tests de cointégration

<i>Pays</i>	<i>Rang</i>	<i>eigenvalue</i>	<i>Test trace</i>	<i>Test Lmax</i>	<i>P-value</i>
<b>Bénin</b>	1	0,58642	71,162	34,433	0,0002
	2	0,43936	36,729	22,568	0,0014
	3	0,30449	14,161	14,161	0,0002
<b>Burkina Faso</b>	1	0,64846	84,148	40,772	0,0000
	2	0,56825	43,376	32,757	0,0000
	3	0,23836	10,619	10,619	0,0011
<b>Cap-Vert</b>	1	0,50341	55,847	26,600	0,0061
	2	0,41067	29,247	20,093	0,0043
	3	0,21406	9,1531	9,1531	0,0025
<b>Côte d'Ivoire</b>	1	0,61034	71,147	36,756	0,0001
	2	0,49381	34,391	26,553	0,0002
	3	0,18206	7,8377	7,8377	0,0051
<b>Gambie</b>	1	0,77676	95,072	56,982	0,0000
	2	0,51721	38,090	27,671	0,0001
	3	0,23982	10,420	10,420	0,0012
<b>Ghana</b>	1	0,54033	66,854	27,981	0,0034
	2	0,46880	38,873	22,774	0,0013
	3	0,36057	16,099	16,099	0,0001
<b>Guinée</b>	1	0,77676	95,072	56,982	0,0000
	2	0,51721	38,090	27,671	0,0001
	3	0,23982	10,420	10,420	0,0012
<b>Libéria</b>	1	0,52976	73,587	42,120	0,0001
	2	0,45713	41,843	21,557	0,0021
	3	0,39871	11,673	11,829	0,0009
<b>Mali</b>	1	0,64873	86,795	40,802	0,0000
	2	0,55092	45,993	31,221	0,0000
	3	0,31529	14,772	14,772	0,0001
<b>Niger</b>	1	0,51085	66,611	27,889	0,0036
	2	0,44951	38,723	23,281	0,0010
	3	0,32696	15,442	15,442	0,0001
<b>Nigéria</b>	1	0,55738	63,780	31,786	0,0007
	2	0,41049	31,994	20,610	0,0034
	3	0,25315	11,384	11,384	0,0007
<b>Sénégal</b>	1	0,67146	89,623	43,410	0,0000
	2	0,52362	46,213	28,920	0,0001
	3	0,35815	17,293	17,293	0,0000
<b>Sierra Leone</b>	1	0,68117	70,553	44,580	0,0000
	2	0,39453	25,973	19,568	0,0054
	3	0,15144	6,4044	6,4044	0,0114
<b>Togo</b>	1	0,69311	108,62	46,069	0,0000
	2	0,57806	62,546	33,653	0,0000
	3	0,52329	28,893	28,893	0,0000

*Source : nos calculs sous eviews*

### Annexe 2 : Résultats des estimations sur la convergence des chocs\_Ancre (Nigéria)

$$(us\_nga - us\_ben) = \alpha + \beta * (us\_nga - us\_usa)$$

#### CONVERGENCE DES CHOCS STRUCTURELS – PAYS ANCRE NIGERIA

#### CHOCS STRUCTURELS D'OFFRE

Pays	Coefficients $\beta$	t-statistic	Probabilité	Coeff.	D-watson
------	----------------------	-------------	-------------	--------	----------

	détermination				
<b>Bénin</b>	11,89332	3,11 E+16	0,0000***	1,0000	1,404255
<b>Burkina Faso</b>	-0,098614	-1,236770	0,2240	0,0400	2,075830
<b>Cap-vert</b>	0,157402	1,370852	0,1789	0,0230	1,680406
<b>Côte d'Ivoire</b>	0,058660	0,417535	0,6787	0,026012	1,747561
<b>Gambie</b>	0,019441	0,248945	0,8048	0,002601	1,815300
<b>Ghana</b>	-0,115713	-0,722661	0,4748	0,01400	2,053410
<b>Guinée</b>	-6,482824	-1,287468	0,2059	0,04700	2,193365
<b>Libéria</b>	-0,310812	-0,723871	0,4740	0,01500	1,423811
<b>Mali</b>	0,051136	0,739437	0,4643	0,01207	1,502508
<b>Niger</b>	-0,121209	-1,650247	0,1074	0,07338	2,057452
<b>Sénégal</b>	-0,033189	-0,461991	0,6468	0,021137	1,986207
<b>Sierra Léone</b>	-0,014570	-0,186209	0,8533	0,026065	1,963405
<b>Togo</b>	0,019785	0,287190	0,7756	0,024743	2,287910

Notes : les seuils de significativité sont de 1% (\*\*\*), 5% (\*\*) et 10% (\*).

*Source : nos estimations sous eviews*

$$(ud\_nga - ud\_ben) = \alpha + \beta*(ud\_nga - ud\_usa)$$

#### CONVERGENCE DES CHOCS STRUCTURELS – PAYS ANCRE NIGERIA

CHOCS STRUCTURELS DE DEMANDE REELLE					
Pays	Coefficients $\beta$	t-statistic	Probabilité	Coeff. détermination	D-watson
<b>Bénin</b>	0,577683	7,200408	0,0000***	0,583	2,19
<b>Burkina Faso</b>	0,558987	0,103273	0,0000***	0,4419	1,795012
<b>Cap-vert</b>	0,565382	2,337583	0,0251**	0,131783	1,979677
<b>Côte d'Ivoire</b>	0,726341	6,85834	0,0000***	0,547818	2,131294
<b>Gambie</b>	0,563172	3,347087	0,0019***	0,237337	2,224504
<b>Ghana</b>	0,643652	3,895923	0,0004***	0,308637	1,851619
<b>Guinée</b>	1,952717	0,383640	0,7034	0,003962	2,208136
<b>Libéria</b>	-0,050526	-0,041204	0,9674	0,000049	1,530273
<b>Mali</b>	0,526205	3,518401	0,0012***	0,250696	1,747680
<b>Niger</b>	0,587176	5,104703	0,0000***	0,413239	1,715176
<b>Sénégal</b>	0,516556	3,723920	0,0070***	0,272621	2,003701
<b>Sierra Léone</b>	0,500371	4,654751	0,0000***	0,369319	1,629991
<b>Togo</b>	0,575881	6,138205	0,0000***	0,504537	2,321957

Notes : les seuils de significativité sont de 1% (\*\*\*), 5% (\*\*) et 10% (\*).

*Source : nos estimations sous eviews*

$$(um\_nga - um\_ben) = \alpha + \beta*(um\_nga - um\_usa)$$

#### CONVERGENCE DES CHOCS STRUCTURELS – PAYS ANCRE NIGERIA

CHOCS STRUCTURELS MONETAIRE					
Pays	Coefficients $\beta$	t-statistic	Probabilité	Coeff.	D-watson

	détermination				
<b>Bénin</b>	0,5776683	1,18 E+18	0,0000***	1,0000	1,007752
<b>Burkina Faso</b>	0,915950	5,482713	0,0000***	0,448256	2,040962
<b>Cap-vert</b>	0,665745	2,748846	0,0093***	0,173481	1,957438
<b>Côte d'Ivoire</b>	0,655465	3,123522	0,0035***	0,208664	1,879278
<b>Gambie</b>	1,009950	4,957311	0,0000***	0,405695	2,075140
<b>Ghana</b>	1,010026	6,874585	0,0000***	0,581590	2,004586
<b>Guinée</b>	2,990861	0,466173	0,6438	0,005839	2,151682
<b>Libéria</b>	1,001200	13,30785	0,0000***	0,834983	1,978799
<b>Mali</b>	0,820545	8,445160	0,0000***	0,658422	1,706072
<b>Niger</b>	0,954653	8,969029	0,0000***	0,684955	2,070444
<b>Sénégal</b>	0,858478	6,042299	0,0000***	0,496663	2,086891
<b>Sierra Léone</b>	1,150088	11,49174	0,0000***	0,781143	1,731687
<b>Togo</b>	0,823326	5,798072	0,0000***	0,476052	2,162495

Notes : les seuils de significativité sont de 1% (\*\*\*), 5% (\*\*) et 10% (\*).

*Source : nos estimations sous eviews*

### **Annexe 3 : Résultats des estimations sur la convergence des chocs\_Ancre (Côte d'Ivoire)**

$$(us\_civ - us\_ben) = \alpha + \beta *(us\_civ - us\_usa)$$

---

CONVERGENCE DES CHOCS STRUCTURELS – PAYS ANCRE CÔTE D'IVOIRE

---

CHOCS STRUCTURELS D'OFFRE					
Pays	Coefficients $\beta$	t-statistic	Probabilité	Coeff. détermination	D-watson
Bénin	0,077367	0,558358	0,5800	0,18446	1,858354
Burkina Faso	0,288727	2,825694	0,0076***	0,155265	1,646820
Cap-vert	0,429921	4,063803	0,0003***	0,295433	2,267985
Gambie	0,371152	3,874935	0,0004***	0,274725	1,962766
Ghana	0,313583	2,064262	0,0467**	0,085235	1,883934
Guinée	-3,194596	-0,795021	0,4317	0,009777	2,173500
Libéria	0,111856	0,323667	0,7481	0,025502	1,691282
Mali	0,415558	4,434644	0,0001***	0,329405	1,736089
Niger	0,263474	2,675807	0,0110**	0,139492	1,794038
Nigéria	0,417637	4,805119	0,0000***	0,367607	1,852576
Sénégal	0,360395	3,606700	0,0009***	0,240126	1,857139
Sierra Léone	0,316336	3,458450	0,0014***	0,223870	2,196666
Togo	0,428881	4,249502	0,0001***	0,309822	1,839629

Notes : les seuils de significativité sont de 1% (\*\*\*), 5% (\*\*) et 10% (\*).

Source : nos estimations sous eviews

$$(ud\_civ - ud\_ben) = \alpha + \beta*(ud\_civ - ud\_usa)$$

#### CONVERGENCE DES CHOCS STRUCTURELS – PAYS ANCRE CÔTE D'IVOIRE

CHOCS STRUCTURELS DE DEMANDE REELLE					
Pays	Coefficients $\beta$	t-statistic	Probabilité	Coeff. détermination	D-watson
Bénin	0,348476	3,248655	0,0025***	0,200904	2,0745
Burkina Faso	0,331617	2,320229	0,0259**	0,103424	1,86912
Cap-vert	0,718741	2,015911	0,0513*	0,076475	1,887233
Gambie	-0,016893	-0,085043	0,9327	0,027571	1,708702
Ghana	0,379234	1,740952	0,0907*	0,054844	2,083784
Guinée	6,078684	0,841035	0,4057	0,018759	2,291347
Libéria	-0,888704	-0,497475	0,6220	0,021350	1,533161
Mali	0,593240	2,563084	0,0146**	0,127828	1,847652
Niger	0,311033	2,025436	0,0501*	0,075480	1,870250
Nigéria	0,441382	2,041680	0,0484**	0,076963	2,082389
Sénégal	0,346905	1,720742	0,0937*	0,049072	1,979932
Sierra Léone	0,396598	2,390706	0,0220**	0,110393	1,885503
Togo	0,386842	2,905204	0,0062***	0,163736	2,279406

Notes : les seuils de significativité sont de 1% (\*\*\*), 5% (\*\*) et 10% (\*).

Source : nos estimations sous eviews

$$(um\_civ - um\_ben) = \alpha + \beta*(um\_civ - um\_usa)$$

#### CONVERGENCE DES CHOCS STRUCTURELS – PAYS ANCRE CÔTE D'IVOIRE

CHOCS STRUCTURELS MONETAIRE					
-----------------------------	--	--	--	--	--



Pays	Coefficients $\beta$	t-statistic	Probabilité	Coeff. détermination	D-watson
<b>Bénin</b>	0,950732	9,406370	0,0000***	0,697162	2,140798
<b>Burkina Faso</b>	0,850236	6,836066	0,0000***	0,546170	2,196167
<b>Cap-vert</b>	0,956599	5,125374	0,0000***	0,405808	1,905442
<b>Gambie</b>	0,798306	5,343804	0,0000***	0,426856	2,190320
<b>Ghana</b>	0,812228	7,871506	0,0000***	0,635267	2,051363
<b>Guinée</b>	0,127725	0,026298	0,9792	0,027008	2,177926
<b>Libéria</b>	0,938440	17,71202	0,0000***	0,896764	2,056688
<b>Mali</b>	0,744641	11,57853	0,0000***	0,777859	1,750478
<b>Niger</b>	0,877806	11,23057	0,0000***	0,767051	2,156635
<b>Nigéria</b>	0,802903	6,688220	0,0000***	0,535067	1,773784
<b>Sénégal</b>	0,659609	7,061209	0,0000***	0,562518	2,120693
<b>Sierra Léone</b>	0,987155	12,66665	0,0000***	0,807540	1,685909
<b>Togo</b>	0,637017	6,927051	0,0000***	0,552857	2,196582

Notes : les seuils de significativité sont de 1% (\*\*\*), 5% (\*\*) et 1%

*Source : nos estimations sous views*

## Bibliographie

Aizenman, J., Hausmann, R. , (2000) Exchange rate regimes and financial-market imperfections, National Bureau of Economic Research, NBER Working Paper 7738 ;

Alesina, A. et Barro, RJ (2001). La dollarisation. *American Economic Review*, 91 (2) :381-385 ;

AMAO (2008) : Rapport sur la convergence macroéconomique 2007 –Cap-Vert, Programme de Coopération Monétaire de la CEDEAO ;

Babetskii, I. (2005): “Trade Integration and Synchronization of Shocks,” *Economics of Transition*, 13 (1), pp. 105-138 ;

Banque Mondiale (2011) : World Development Indicators (2011) ;

Baxter, M. et M. A. Kouparitsas (2005): “Determinants of Business Cycle Comovement: a Robust Analysis,” *Journal of Monetary Economics*, 52 (1), pp. 113-157 ;

Bayoumi, T. & Eichengreen, B., 1992, « Shocking Aspects of European Monetary Unification », *NBER working paper 3949* ;

Benassy-Quéré, A. et M. Coupet (2005): “On the Adequacy of Monetary Arrangements in Sub-Saharan Africa,” *World Economy*, 28 (3), pp. 349-373 ;

Benassy-Quere Agnes, Sophie Bereau and Valerie Mignon (2008). "Equilibrium Exchange Rates: a Guidebook for the Euro-Dollar Rate", CEPII Working Paper No 2008 – 02 ;

Blanchard, O. & Quah, D., 1989, « The Dynamics Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances », *American Economic Review*, vol. 79, n° 4, pp. 655-673 ;

Boone, L., 1997, « Symétrie des chocs en Union européenne : une analyse dynamique », *Economie Internationale*, n° 70, pp. 7-34 ;

Céspedes F. Luis, Roberto Chang and Andres Velasco (2004). "Balance Sheets and Exchange Rate Policy", *American Economic Review*, Vol. 94, No. 4 ;

Cortinhas, C., 2006, « Asymmetry of shocks and convergence in selected Asean countries: a dynamic analysis », *NIPE WP 3*, Universidade do Minho ;

Couharde, C. et Guillaumin, C. (2011) : “Chocs externes et perspective d’union monétaire en Asie de l’Est : les enseignements d’un modèle VAR structurel”, *Cahier de recherche du CREG*, n°2011. 01, février ;

Dedehouanou S. F. Ange (2008) “Chocs asymétriques et ajustement en Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA), Thèse de Doctorat soutenu à l’Université Cheikh Anta DIOP de Dakar ;

Dehejia, V.H., Rowe, N., (1999) *Macroeconomic Stabilization : Fixed exchange rates vs inflation targeting vs price level targeting*, Carleton University, Department of Economics, Working Paper 15 ;

DE GRAUWE, P. et F. MONGELLI, (2005) : “Endogeneities of Optimum Currency Areas : What Brings Countries Sharing A Single Currency Closer Together?”, *ECB working paper 468* ;

Devarajan S. et De Melo J., 1990, «Membership in the CFA Zone: Odyssean Journey or Trojan Horse ? », Policy Research Working Paper WPS 482, Banque mondiale ;

Devarajan, S.; Jeffrey, D. L. and Sherman Robinson (1993): External shocks, Purchasing Power Parity and the Equilibrium Real Exchange Rate. World Bank Economic Review, vol 7, PP 45-63 ;

Diallo, A. (2008) “Fondements économiques et faisabilité du projet de création d’une zone monétaire unique en Afrique de l’Ouest” Thèse de doctorat d’économie Dirigée par René SANDRETTO Université Lumière Lyon 2 Ecole Doctorale de sciences Economiques et de Gestion Faculté de sciences économiques Groupe d’Analyse et de Théorie économique ;

Diop, M. B. et Fall, A. (2011) : La problématique du choix de régime de change dans les pays de la CEDEAO, Document d’Etude N°20, Direction de la Prévision et des Etudes Economiques (DPEE) Ministère de l’Economie et des Finances du Sénégal ;

Dupasquier C., Osakwe P. et S. Thangavelu (2005), « Choice of monetary and exchange rate regimes in ECOWAS: an optimum currency area analysis », SCAPE Policy Research Working Papers Series 0510, National University of Singapore, Department of Economics ;

Engle, R. F., and C. W. Granger (1987): “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing,” *Econometrica*, 55, 251–276 ;

Erkel-Rousse, H., 1997, « Degré de flexibilité des marchés du travail, ajustement à des chocs asymétriques et union monétaire européenne », *Economie et Prévision*, 128, pp. 79-100 ;

Fielding, D., K. Lee et K. Shields (2004): “The Characteristics of Macroeconomic Shocks in the CFA Franc Zone,” *Journal of African Economies*, 13(4), pp. 488-517 ;

Fontagné, L. & Freudenberg, M., 1999, « Endogenous Symmetry of Shocks in a Monetary Union », *Open Economic Review*, 10, pp. 263-287 ;

Garatti, A. (2003) : « Implications des chocs communs et spécifiques pour le fédéralisme budgétaire européen », *Economie Internationale*, P . 89-116 ;

Gbetnkom, D. (2006), « On the empirics of market integration in ECOWAS », *Journal of Policy Reform*, 9(4), 289-303 ;

Guillaumin, C., 2007, « L’Asie de l’Est remplit-elle les conditions d’une zone monétaire optimale ? L’analyse des chocs macroéconomiques », *RIEF 2007*, soumis à la *Revue Economique* ;

Houssa, R. (2008): “Monetary union in West Africa and Asymmetric shocks: A Dynamic Structural Factor Model Approach,” *Journal of Development Economics*, 85 (1-2), pp. 319-347 ;

Imbs, J. (2004): “Trade, Finance, Specialization, and Synchronization,” *Review of Economics and Statistics*, 86 (3), pp. 723-734 ;

- Kisu, S. (2010) : Choice of exchange rate regimes for African countries: Fixed or Flexible Exchange rate regimes? Forthcoming in: Perspective on Modern African Currencies ;
- Lalonde, R et DeSerres, A. (1994), “Symétrie des chocs touchant les régions canadiennes et choix du régime de change, Banque du Canada, document 94-9, Novembre ;
- Masson, P. R. et C. A. Pattillo (2001) : « Monetary Union in West Africa (ECOWAS) », *IMF Occasional Papers 204*, International Monetary Fund ;
- Masson, P. R. et C. A. Pattillo (2002) : « Monetary Union in West Africa: an Agency of Restraint for Fiscal Policies? », *Journal of African Economies*, 11 (3), PP.387-412 ;
- Masson, P. R. et C. A. Pattillo (2005): “The Monetary Geography of Africa”, Washington, DC: Brookings Institution Press ;
- Masson, P. (2008), « Currency unions in Africa: is the trade effect substantial enough to justify their formation? », *World Economy*, 31(4), 533-47 ;
- McKinnon, R. (1973) : *Money and Capital in Economic Development*, Washington, DC: Brookings Institution ;
- McKinnon, R., 2001, « Mundell, the Euro and Optimum Currency Areas », working paper #00009, Department of Economics, Stanford University.
- Mundell A. Robert., 1961, « A Theory of Optimum Currency Areas », *American Economic Review*, vol. 51, n° 4, p. 657-65 ;
- Mundell A. Robert (1963). “Capital Mobility and Stabilization Policy under Fixed and Flexible Exchange Rates”, *The Canadian Journal of Economics and Political Sciences*, Vol. 29, No. 4;
- Mussa M. ,Masson P., Swoboda A., Jadresic E. ,Mauro P. AND Berg A. (2000) “Exchange rate regimes in an increasingly integrated world economy”, *Occasional Paper No. 193*. Washington, DC, International Monetary Fund ;
- NGoma Bosco, J -M. (2000), « Analyse des chocs d’offre et de demande dans la zone CFA : une méthode structurelle d’autoregression vectorielle », présenté au 40ème congrès de la Société canadienne de Sciences Economiques, 17-18 mai ;
- Ondo Ossa A. (2004), « Chocs asymétriques et ajustement au sein d’une zone monétaire : le cas de la zone BEAC », *Economie et Gestion, La Revue du LEA*, Vol. 5, n°2, juillet-décembre ;
- \_\_\_\_\_ (2001), “Pour un ancrage crédible du franc CFA”, *Economie & Gestion, la revue du LEA*, 2, p.5-27 ;
- Rogoff, K. S., Husain, A. M., Mody, A., Brooks, R., Oomes, N., (2003) Evolution and performance of exchange rate regimes, International Monetary Fund, Working Paper N° 243 ;

Siri, A. (2007) : Elargissement monétaire en Afrique de l'ouest : la règle monétaire optimale pour la future banque centrale de la CEDEAO, Thèse de doctorat unique, Centre d'Etude, de Documentation et de Recherches Economiques et Sociales (CEDRES) ;

Tapsoba, S. J-A. (2007): "Bilateral Trade and Business Cycles Synchronization: African Monetary Integration Perspective," *Economics Bulletin*, 6 (25), pp. 1-15 ;

Tapsoba S.J.A. (2009) « Union monétaire en Afrique de l'Ouest : Quelles réponses à l'hétérogénéité des chocs ? » *Etudes et Documents E 2009. 12*, CERDI, avril 2009, 34P ;

Yamb,(2007) « Mesalignement et dynamique de convergence du taux de change réel en zone Franc CFA » Thèse de Doctorat en Science Economiques ; Université de Paris 1- Panthéon SORBONE UFR de Sciences Economiques ;