

Analyse dynamique de la convergence des chocs macroéconomiques et implications de politiques économiques dans la zone UEMOA

Felwine SARR

UFR SEG laboratoire LARES UGB - Saint-Louis

Email : felwine@gmail.com

Aïda WADE

UFR SEG laboratoire LARES UGB - Saint-Louis

Email : aidaragath@yahoo.fr

Résumé : Cet article s'intéresse à l'analyse dynamique de la convergence des chocs macroéconomiques dans la zone UEMOA. Les estimations sont menées sur données annuelles sur la période 1980-2012 à partir d'un VAR structurel à la Blanchard et Quah (1989) à quatre variables : le taux de croissance du PIB réel, le taux d'inflation, le taux de croissance de la masse monétaire, et le solde budgétaire rapporté au PIB. Ensuite, le filtre Kalman à la Boone (1997) est appliqué pour faire une évaluation dynamique de ces chocs. Les résultats de cette analyse dynamique montrent que le degré d'asymétrie de ces chocs s'atténue au fur et à mesure que les institutions naissent. Les chocs d'offre et monétaires sont divergents et leurs effets s'estompent au bout de 5 ans, tandis que les chocs de demande sont convergents. Par ailleurs, les chocs budgétaires sont divergents malgré l'adoption du pacte de stabilité. D'où la nécessité de renforcer ce pacte de convergence en mettant en place un fonds de compensation qui pourra être financé soit par un système d'impôts à l'image de certaines fédérations existantes ou sous forme de sanction en cas de non-respect de l'échéance de convergence.

Mots Clés : convergence, chocs macroéconomiques, politiques économiques, UEMOA.
Classification JEL : E65 - E39 - E60 - O55.

Dynamic analysis of the convergence of macroeconomic shocks and economic policy implications in the WAEMU zone

Abstract: This article interested in dynamic analysis of convergence macroeconomic shocks in WAEMU area. Structural VAR in Blanchard and Quah (1989) used to identify shocks (supply shock, demand shock, monetary and budgetary shock) during the period 1980 to 2012. Kalman filter in Boone (1997) is applied to make dynamic evaluation of these shocks. Results show that the degree of asymmetry of these shocks decrease as institutions are born. Supply and monetary shocks are divergent and their effects become blurred at the end of 5 years, while demand shocks are convergent. In add budgetary shocks are divergent in spite of adoption of the pact of stability. It's necessary reinforcing this pact of convergence by setting up funds of compensation which could be financed by system of taxes in same of existing federations or in the form of sanction in the event of no respect of convergence deadline.

Keywords: convergence - macroeconomic shocks - economic policies - WAEMU.
JEL classification: E65 - E39 - E60 - O55.

1. Introduction

La définition d'instruments nécessaires à un Policy-mix optimal, est actuellement au centre des réflexions au sein des unions monétaires. L'adoption d'une monnaie unique dans une zone monétaire prive les Etats membres de leurs instruments de politique économique à savoir le taux de change et la politique monétaire, confiée à une banque centrale commune supranationale. Selon la théorie traditionnelle des zones monétaires optimales, la perte de la politique monétaire et du taux de change constitue le premier coût pour un pays membre d'une union monétaire.

Selon les théories des zones monétaires optimales, les asymétries des chocs observées au sein d'une union monétaire déterminent sa soutenabilité. L'analyse ex-ante montre que la viabilité de l'union monétaire peut être remise en cause, si les économies membres présentent des structures économiques différentes, si leurs cycles économiques ne sont pas synchronisés et si les mécanismes du marché ne sont pas assez développés pour juguler ces différences.

Avec le projet d'élargissement de l'UEMOA aux autres pays de l'Afrique de l'Ouest dans la perspective de la création d'une monnaie ouest africaine, de nombreuses études se sont particulièrement développées. Ces analyses se sont intéressées à la question des avantages liés au partage d'une monnaie unique dans le cadre de l'UEMOA. En effet, une littérature importante s'attache à analyser la synchronisation des chocs économiques et le mécanisme de partage de risque au sein de cette zone. La majorité de ces travaux émettent une réponse négative à la question de la pertinence économique des unions monétaires ouest africaines. Loin d'être exhaustif, on se bornera à citer les travaux de Horvath et Grabowski (1997), Fielding et Shields (2001), Benassy-Queret et Coupet (2005), Houssa (2008) et Tapsoba (2009). Selon ces analyses, les asymétries conjoncturelles des chocs, liées à la différence de spécialisation des pays de la zone, font que les bénéfices de telles unions ne compenseraient pas les coûts inhérents à cet élargissement.

Cependant, la limite centrale de la plupart de ces travaux réside dans la mesure statique des asymétries et sur l'effet de création des institutions liées à la synchronisation des cycles. D'où la pertinence de cette étude qui se base non seulement sur l'analyse statique mais aussi sur l'analyse dynamique de la convergence des chocs dans la zone UEMOA. L'analyse se base sur un modèle VAR structurel composé de quatre types de chocs: choc d'offre, choc de demande, choc monétaire et choc budgétaire. L'identification de réactions différentes face à ces quatre types de chocs, permet de donner une indication sur la convergence des politiques économiques entre les pays membres d'union monétaire. Vu le cadre d'intégration atypique de l'UEMOA¹, il semble important de s'interroger sur le degré d'asymétrie des chocs macroéconomiques au sein de la zone après la mise en place des institutions. Selon Christodoulakis, Dimelis et Kollintzas (1995), les différences observées au niveau des

¹ La monnaie unique a précédé l'intégration économique.

chocs et des cycles économiques ont tendance à s'estomper au fur et à mesure que des institutions et des politiques communes naissent au sein de l'union monétaire. La signature du traité de l'UEMOA suivie de la mise en place de la surveillance multilatérale des politiques économiques en 1994 et du pacte de stabilité en 1999 ont-ils contribué à rendre les chocs macroéconomiques plus convergents dans cette zone?

Cette interrogation sous-entend des implications en termes de politique économique au sein de la zone. En effet, une divergence persistante des cycles économiques dans une zone partageant une politique monétaire commune ne peut être optimale car elle induirait des coûts en termes de stabilisation. Ceci implique que la politique budgétaire devra jouer un rôle de premier plan dans la régulation des chocs économiques asymétriques. La littérature existante présente trois solutions pour la politique budgétaire :

- laisser libre cours aux gouvernements locaux dans la mise en œuvre de la politique budgétaire nationale;
- contraindre les politiques budgétaires décentralisées par des règles de conduites supranationales;
- opter pour une centralisation accrue de la politique budgétaire dans sa fonction de stabilisation.

La première modalité permet aux gouvernements locaux de faire face aux chocs asymétriques mais peut conduire à des situations d'insolvabilité par des accroissements de déficits publics. La seconde solution permet d'éviter l'insoutenabilité des finances publiques, par contre elle réduit la marge de manœuvre des gouvernements et peut conduire à la procyclicité des politiques budgétaires nationales si elle est trop contraignante. La dernière proposition qui consiste en la centralisation budgétaire permet d'accroître l'efficacité de la politique budgétaire mais sa mise en œuvre n'est pas facile.

Les politiques budgétaires décentralisées sont contraintes par des règles de conduites supranationales dans la zone UEMOA, avec des difficultés dans leur application. La viabilité de l'UEMOA dépend du degré d'asymétrie des chocs économiques et des mécanismes appropriés pour faire face à ces derniers. C'est dans ce cadre que s'inscrit cette évaluation dynamique de la convergence des chocs macroéconomiques en vue de déterminer des implications pour une bonne organisation de la politique budgétaire au sein de l'union. Pour cela, l'identification des chocs économiques se fera par l'utilisation de la méthodologie du VAR structurel et le filtre de Kalman par la méthode de Boone (1997) permettra de faire une évaluation dynamique de la convergence des chocs identifiés. L'article est organisé de la manière suivante. La première section présente la revue de la littérature. L'identification et l'analyse dynamique des chocs macroéconomiques sont exposées en deuxième section. La troisième section tire les enseignements en termes de politique budgétaire. Cette étude sera répartie en trois sections : la première fera l'objet de la revue de la littérature, suivie de celle qui portera sur l'identification et l'analyse dynamique des chocs macroéconomiques dans la zone UEMOA et la dernière comportera les recommandations en termes de politique budgétaire.

2. Revue de la littérature

La littérature sur les zones monétaires optimales met l'accent sur l'identification des chocs communs, le degré de similarité dans le processus d'ajustement des économies et le degré de convergence des politiques économiques. Lorsque le débat a porté sur l'Europe dans la perspective de l'union monétaire Européenne, de nombreux travaux ont tenté de vérifier si l'Europe satisfait les critères traditionnels de la zone monétaire optimale. On peut citer les travaux de Wyplosz (1989), Weber (1990), Bayoumi et Eichengreen (1992). Ces derniers ont utilisé une technique développée par Blanchard et Quah (1989) pour décomposer les résidus issus de l'estimation de la forme réduite d'un VAR sur le produit et les prix, en chocs d'offre et de demande. En appliquant cette méthode de décomposition à l'ensemble des pays européens, ils ont utilisé une simple technique de corrélation des chocs pour mesurer le degré de symétrie des chocs. Celle-ci est appréciée en étudiant la matrice des corrélations de chaque pays par rapport à un pays ou à un panel de pays servant de référence.

Parmi les études effectuées sur le continent américain, celle de Karras (2003) peut être citée. Karras étudie les fluctuations du produit réel pour un certain nombre d'économies d'Amérique centrale et latine sur données annuelles au cours de la période 1950 – 1997. Les résultats montrent que les chocs spécifiques en Amérique centrale et latine sont à la fois importants et non synchronisés.

Dans le contexte de l'Afrique de l'Ouest, une littérature importante s'attache à analyser la synchronisation des chocs économiques et le mécanisme de partage de risque au sein de cette zone. Plusieurs analyses empiriques confirment la forte divergence des conjonctures en Afrique de l'ouest. Fielding et Shields (2001) ont montré avec la technique du VAR structurel qu'au sein de l'UEMOA, les chocs de produit ne sont pas corrélés. De même, Benassy-Quéré 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 récemment appliqué le modèle des facteurs dynamiques et structurels et trouve une asymétrie des chocs d'offre et une symétrie des chocs de demande dans les pays ouest africains. 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. Toutefois, la contribution de Bangaké (2008) a permis d'aborder cette question dans un cadre endogène. En effet, cet auteur met en évidence l'existence d'une relation solide entre la volatilité du taux de change et les variables pertinentes de la zone monétaire optimale. L'ouverture commerciale et la faible taille des économies favorisent la stabilité du taux de change bilatéral alors que les chocs

d'activité et sectoriel favorisent la volatilité plus grande du taux de change. Il utilise cette approche pour construire un indice endogène de la zone monétaire optimale basé sur les coefficients des paramètres estimés. Bangaké (2008) trouve une convergence structurelle entre les pays de l'UEMOA. Tapsoba (2009) imagine une union monétaire entre des économies hétérogènes, même si cela prive les Etats membres d'un instrument important de réponse aux chocs. L'union monétaire elle-même crée des changements structurels qui atténuent 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.

3. Identification et analyse dynamique des chocs macroéconomiques dans la zone UEMOA

Les données utilisées sont tirées de la base de données de la banque mondiale et de celle la BCEAO pour les données sur le solde budgétaire de base. Cette étude s'étend sur la période 1980 à 2012 et concerne sept (07) pays² de l'UEMOA à savoir le Bénin, le Burkina Faso, la Côte d'Ivoire, le Mali, le Niger, le Sénégal et le Togo.

3.1. Identification des chocs macroéconomiques par la modélisation VAR structurel

La définition des chocs macroéconomiques est primordiale pour répondre à la question de la stabilisation au sein d'une union monétaire. Pour ce faire, la modélisation VAR structurel avec des restrictions à la Blanchard et Quah (1989) sera utilisée et ensuite avec la méthode du filtre Kalman appliquée par Boone (1997) permettra de faire une évaluation dynamique des asymétries des chocs identifiés dans le VAR structurel.

3.1.1. Représentation des modèles VAR

Soient les variables y_t , p_t , m_t et s_t , le taux de croissance du Pib réel, le taux d'inflation, le taux de croissance de la masse monétaire (m_2) et le solde budgétaire en pourcentage du Pib.

$$X_t = \begin{bmatrix} y_t \\ p_t \\ m_t \\ s_t \end{bmatrix} \quad (1)$$

Chaque composante de X est stationnaire. Le vecteur X_t , supposé régi par un VAR, admet une représentation en moyenne mobile et s'écrit :

$$X_t = A_0 \varepsilon_t + A_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + A_n \varepsilon_{t-n} \quad (2)$$

$$X_t = \sum L^i A_i \varepsilon_t \quad (3)$$

où L est l'opérateur retard et $VAR(\varepsilon_i) = I$

² La Guinée-Bissau est exclu de l'étude du fait de manque de données.

Les matrices A_i représentent les fonctions d'impulsion des chocs sur les éléments de X . Avec $a_{11,i}$ doit être interprété comme l'effet d'un choc d'offre en $t-i$ sur le taux de croissance du PIB réel en t .

$$\begin{bmatrix} y_t \\ p_t \\ m_t \\ s_t \end{bmatrix} = \sum L^i \begin{bmatrix} a_{11,i} & a_{12,i} & a_{13,i} & a_{14,i} \\ a_{21,i} & a_{22,i} & a_{23,i} & a_{24,i} \\ a_{31,i} & a_{32,i} & a_{33,i} & a_{34,i} \\ a_{41,i} & a_{42,i} & a_{43,i} & a_{44,i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{ft} \\ \varepsilon_{dt} \\ \varepsilon_{mt} \\ \varepsilon_{bt} \end{bmatrix} \quad (4)$$

Où ε_{ft} , ε_{dt} , ε_{mt} et ε_{bt} sont respectivement les chocs d'offre, demande, monétaire et budgétaire. Ces chocs sont supposés indépendants de telle sorte que leur matrice des variances - covariances est donc diagonale. Leurs variances sont normées :

$$E\varepsilon_t \varepsilon_t' = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \quad (5)$$

Les chocs ne sont pas autocorrélés :

$$E\varepsilon_t \varepsilon_t' = [0] \quad (6)$$

Le modèle structurel ne peut être directement estimé pour la simple raison que les chocs ε ne sont pas directement observables et nécessitent d'être estimés par une méthode adéquate. On admet toutefois que le modèle (2) admet une forme réduite $VAR(q)$:

$$\Delta X_t = H_1 \Delta X_{t-1} + H_2 \Delta X_{t-2} + \dots + H_q \Delta X_{t-q} + e_t \quad (7)$$

$$e_t = \begin{bmatrix} e_t^y \\ e_t^d \\ e_t^m \\ e_t^b \end{bmatrix} \quad (8)$$

On pose ainsi implicitement l'hypothèse selon laquelle les effets des innovations passées ε_{t-1} sur ΔX_t transitent par le biais des valeurs passées les plus récentes de ΔX . En d'autres termes, les q premières valeurs retardées du vecteur ΔX_t incorporent l'essentiel de l'information utile pour l'explication statistique des valeurs actuelles de ce même vecteur. La matrice des variances - covariances des erreurs e_t de la forme réduite $VAR(q)$ du modèle ne fait l'objet d'aucune restriction particulière.

$$Ee_t e_t' = \Sigma = \begin{bmatrix} \sigma^{yy} & \sigma^{yd} & \sigma^{ym} & \sigma^{yb} \\ \sigma^{dy} & \sigma^{dd} & \sigma^{dm} & \sigma^{db} \\ \sigma^{my} & \sigma^{md} & \sigma^{mm} & \sigma^{mb} \\ \sigma^{by} & \sigma^{bd} & \sigma^{bm} & \sigma^{bb} \end{bmatrix} \quad (9)$$

Avec la forme réduite (7), les composantes des matrices H_j peuvent être estimées, ce qui n'était pas le cas des paramètres de la forme canonique. Dès lors, il est possible de calculer les résidus e_t du modèle réduit. La connaissance de ces résidus autorise, comme on va le montrer, une approximation des chocs ε_t eux-mêmes. A cet effet, on se sert du théorème de représentation de Wold qui veut que tout processus $VAR(q)$ stationnaire admette une représentation MA infinie de telle sorte qu'on peut écrire :

$$\Delta X_t = e_t + C_1 e_{t-1} + C_2 e_{t-2} + \dots = \sum_{i=0}^{+\infty} C_i e_{t-i} = C(L) e_t \tag{10}$$

Où $C(L)$ est un polynôme matriciel générateur de retards d'ordre infini. On suppose cependant qu'une combinaison linéaire des résidus permet de définir de véritables chocs non corrélés entre eux et pouvant être liés aux variables ΔX_t . En rapprochant donc les équations (2) et (10) et en les identifiant terme à terme on voit tout de suite que :

$$A_0 \varepsilon_t = e_t \tag{11}$$

Où e_t peut être approché par les résidus issus de l'estimation du modèle réduit $VAR(q)$. On déduit de l'expression (11) que :

$$E e_t e_t' = A_0 E(\varepsilon_t \varepsilon_t') A_0 = \Sigma \tag{12}$$

Or, par hypothèse, on a :

$$E \varepsilon_t \varepsilon_t' = I_4 \tag{13}$$

De telle sorte qu'on peut écrire :

$$A_0 A_0' = \Sigma \tag{14}$$

Les résidus connus e_t de la forme réduite permettent d'approcher la matrice Σ . L'égalité $A_0 A_0'$ permet l'identification des composantes de la matrice A_0 . Notre système a n^2 inconnues (n correspond aux nombres de variables dépendantes du modèle); la matrice Σ étant symétrique, nous avons $(n(n-1))/2$ équations. Par conséquent, nous avons besoin de $(n(n-1))/2$ restrictions. Dans le cadre de notre modèle, il suffit d'imposer six restrictions afin d'obtenir une identification complète du système. A cet effet, la décomposition de Cholesky de la matrice Σ pourrait être utilisée. La méthode de Cholesky consiste à faire une décomposition de la matrice de variance-covariance des innovations canoniques en tenant compte du choix de l'ordre des séries dans le VAR. Elles doivent être rangées de la plus exogène à la plus endogène, supposant ainsi une plus forte exogénéité de certaines variables sur d'autres.

La matrice triangulaire inférieure, définie de manière unique pour un ordre donné des composantes du VAR, permet d'imposer une structure réursive au modèle. De cette hypothèse, les innovations sur certaines variables n'ont pas d'effets contemporains sur l'évolution des variables les précédant dans le VAR. De ce fait, la première variable incluse dans le VAR réagit avec un décalage d'une période aux innovations des autres variables, tandis que la variable rangée en dernière position réagit de manière contemporaine aux innovations structurelles des variables placées avant elle dans le VAR. Toutefois, cette méthode d'identification n'est pas satisfaisante et peut s'avérer hasardeuse dans la mesure où le résultat de cette procédure ne permet pas de prendre

en compte certaines hypothèses économiques. C'est pour cette raison que dans cette étude, la méthode définie par Blanchard et Quah (1989) est privilégiée.

3.1.2. Identification par la méthode de Blanchard et Quah (1989)

La méthodologie VAR 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. L'avantage de l'approche de Blanchard et Quah (1989) est que l'identification des chocs repose sur un choix raisonné, prend la théorie économique comme soubassement. Cette approche nécessite l'imposition de contraintes. D'une manière traditionnelle, on identifie tout d'abord le choc d'offre comme le seul à avoir un effet permanent sur le niveau du PIB. Les effets des chocs de demande réels et nominaux sur le rythme de la croissance ne sont que transitoires. Selon l'hypothèse de neutralité des chocs monétaires, ces derniers sont compensés à long terme par une variation proportionnelle des prix. Cela permet de faire la différence entre ces chocs monétaires et les chocs de demande non monétaires. Si ces deux types de chocs n'exercent aucune influence sur le taux de croissance à long terme, ils se différencient par leur effet sur le niveau des encaisses réelles. A l'inverse du choc de demande réel, le choc monétaire n'a aucun effet sur les encaisses réelles. On utilise ensuite encore trois restrictions acceptées dans la littérature, en supposant qu'un choc monétaire n'a pas un impact de long terme sur la variable solde budgétaire/PIB, et que les chocs de demande n'influencent à long terme ni la variable de politique monétaire, ni celle budgétaire. Ces restrictions de long terme peuvent être représentées sous forme matricielle. La matrice A_{ij} obtenue est triangulaire et prend en compte les restrictions suivantes imposées par la théorie économique :

- Le choc de demande n'a pas d'effet permanent sur l'activité $A_{12} = 0$;
- Le choc monétaire n'a pas d'effet permanent sur l'activité $A_{13} = 0$;
- Le choc budgétaire n'a pas d'effet permanent sur l'activité $A_{14} = 0$;
- Le choc monétaire n'a pas d'effet permanent sur les prix $A_{23} = 0$;
- Le choc budgétaire n'a pas d'effet permanent sur les prix $A_{24} = 0$;
- Le choc budgétaire n'a pas d'impact de long terme sur la monnaie $A_{34} = 0$.

La représentation matricielle de ces restrictions se présente comme suit :

$$X_t = A\varepsilon_t \Leftrightarrow \begin{bmatrix} y_t \\ p_t \\ m_t \\ s_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_{11} & 0 & 0 & 0 \\ A_{21} & A_{22} & 0 & 0 \\ A_{31} & A_{32} & A_{33} & 0 \\ A_{41} & A_{42} & A_{43} & A_{44} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_y^1 \\ \varepsilon_d^2 \\ \varepsilon_m^3 \\ \varepsilon_b^4 \end{bmatrix} \quad (15)$$

3.2. Mesure dynamique des asymétries des chocs identifiés dans le VAR structurel

Pour apprécier le degré d'asymétrie des chocs identifiés dans le modèle VAR structurel, comme le font Bayoumi et Eichengreen (1992), l'étude de la matrice des corrélations des chocs de chaque pays par rapport à un pays ou un panel de pays peut servir de référence. Mais ces matrices des corrélations ne sont pas faciles à interpréter. Une des manières de prendre en compte ces changements dans les estimations, de

calculer la corrélation de ces chocs dans le temps est d'utiliser le filtre de Kalman. En effet, le filtre de Kalman est une procédure d'estimation dynamique des paramètres qui sont fonction du temps. Cette méthode est généralement utilisée pour estimer l'état d'un système dynamique défini par une équation linéaire. Cette étude adopte donc cette méthode en s'inspirant des travaux de Boone (1997).

Boone (1997) propose une mesure de la convergence permettant de détecter une convergence plus globale. Cette mesure est davantage appropriée puisque « dans le cadre de l'Union économique et monétaire (UEM), il faut distinguer une convergence spécifique des chocs dans l'union monétaire, d'un mouvement plus global de convergence. 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 ». Dans cette optique, l'équation de mesure des asymétries des chocs s'écrit comme suit :

$$\left(\varepsilon_{ji}^k - \varepsilon_{ii}^k \right) = \alpha_t + \beta_t \left(\varepsilon_{ji}^k - \varepsilon_{mt}^k \right) + \mu_t \quad (16)$$

avec α_t et β_t des coefficients dynamiques dont les évolutions sont données par les équations d'état suivantes :

$$\alpha_t = \alpha_{t-1} + \mu_{1t} \quad (17)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \mu_{2t} \quad (19)$$

Dans l'équation (16) la matrice ε_{mt}^k représente la matrice des chocs d'un pays tiers (le pays m) en dehors de l'union. Elle permet de faire la distinction entre la convergence entre les pays i et j de l'union et la convergence entre le pays i et le pays tiers m. Dans (16), le choix du pays tiers (le pays m) et celui du pays de référence dans l'union (le pays j) peut poser quelques difficultés. En général, le pays m est censé représenter le reste du monde. De ce fait, la littérature considère le plus souvent les Etats-Unis comme pays tiers.

Quant au pays de référence de l'union monétaire, certains critères sont considérés dans le choix. Dans les études concernant l'UE, le pays de référence est pris comme pays ancre, c'est-à-dire le pays qui représente le cœur de l'union monétaire. Ainsi, Boone (1997) considère l'Allemagne comme l'ancre pour l'Europe des 12. Pour le cas de l'UEMOA, nous pouvons retenir les Etats-Unis comme pays représentant le reste du monde. Comme pays de référence, il est raisonnable de considérer la moyenne de l'union, vu que la Côte-d'Ivoire qui constitue 40% du PIB a été confrontée à des crises politiques durant ces dernières années. Dans l'équation (16), les coefficients dynamiques α_t et β_t sont estimés par le filtre de Kalman. β_t est le coefficient le plus important en termes d'analyse de l'asymétrie des chocs. En effet :

- Si $\beta_t = 0$, il y a convergence parfaite entre les chocs de type k des pays i et j ;
- Si $\beta_t = 1$, il y a divergence des chocs des pays i et j.

3.3. Résultats et interprétations

Il convient de souligner que le test de Engel et Granger est appliqué et il s'avère que les variables ne sont pas cointégrées.

3.3.1. Analyse statique des chocs

L'asymétrie des chocs d'offre, de demande, monétaire et budgétaire identifiés dans le VAR structurel sera mesurée par le calcul des coefficients de corrélation de chacun des trois types de chocs.

Chocs d'offre

Le tableau 1 présente les coefficients de corrélations des chocs d'offre identifiés dans le VAR structurel pour l'ensemble des pays de l'UEMOA excepté la Guinée-Bissau.

Tableau 1 : Corrélation des chocs d'offre au sein de l'UEMOA

	Bénin	Burkina Faso	Côte d'Ivoire	Mali	Niger	Sénégal	Togo	Uemoa
Bénin	1							
Burkina	0,1837	1						
Côte d'Ivoire	0,0149	0,3736	1					
Mali	-0,1881	0,1302	0,184	1				
Niger	0,1091	0,7342*	0,4548	0,0642	1			
Sénégal	0,2117	0,5229*	0,369	0,0817	0,2618	1		
Togo	0,0454	0,1054	0,2742	0,0701	0,0911	0,0555	1	
UEMOA	0,3755	0,5672*	0,5576*	0,217	0,4559	0,4089	0,5507*	1

Source : Calcul des auteurs

Ce tableau montre que seul le Burkina Faso présente des coefficients de corrélation positifs et significatifs avec le Niger, le Sénégal et la moyenne de l'union. Ce groupe de pays enregistre une certaine symétrie pour leurs chocs d'offre. On constate aussi que les chocs d'offre de la Côte d'Ivoire et du Togo sont corrélés avec la moyenne de l'union. Ces résultats montrent une hétérogénéité structurelle des économies de l'UEMOA.

Chocs de demande

Le tableau ci-dessous présente les coefficients de corrélations des chocs de demande identifiés dans le VAR structurel pour l'ensemble des pays de l'UEMOA excepté la Guinée-Bissau.

Le tableau 2 montre que tous les coefficients de corrélation des chocs de demande sont positifs élevés et significatifs. En prenant la moyenne de la zone UEMOA comme référence, toutes les composantes communes des pays dépassent 51%. Elle est par exemple de 72% pour le Bénin, de 51% pour le Burkina, de 75% pour la Côte d'Ivoire, de 60% pour le Mali, de 72% pour le Niger, de 67% pour le Sénégal et de 55% pour le Togo. Avec l'hypothèse d'une symétrie parfaite des chocs de demande, ces coefficients de corrélation tous positifs et élevés laissent entrevoir un certain degré d'asymétrie des chocs de demande au sein de l'UEMOA. L'ampleur des asymétries varie de 10% entre

la Côte d'Ivoire et le Niger à 54% entre le Sénégal et le Mali. Par rapport à la moyenne de la zone UEMOA, les asymétries varient de 24% pour la Côte d'Ivoire à 48% pour le Burkina Faso.

Tableau 2 : Corrélation des Chocs de demande au sein des pays de l'UEMOA

	Bénin	Burkina Faso	Côte d'Ivoire	Mali	Niger	Sénégal	Togo	Uemoa
Bénin	1							
Burkina	0.5694*	1						
Côte d'Ivoire	0.7888*	0.7447*	1					
Mali	0.6905*	0.5526*	0.6743*	1				
Niger	0.7663*	0.7151*	0.8987*	0.7018*	1			
Sénégal	0.7384*	0.4950*	0.7560*	0.4581	0.7553*	1		
Togo	0.5749*	0.7398*	0.6845*	0.5725*	0.6400*	0.5487*	1	
UEMOA	0.7240*	0.5197*	0.7561*	0.6057*	0.7228*	0.6791*	0.5533*	1

Source : Calculs des auteurs

Chocs monétaires

Le tableau 3 présente les coefficients de corrélations des chocs monétaires identifiés dans le VAR structurel pour l'ensemble des pays de l'UEMOA excepté la Guinée-Bissau.

Tableau 3 : Corrélation des Chocs monétaires au sein des pays de l'UEMOA

	Bénin	Burkina Faso	Côte d'Ivoire	Mali	Niger	Sénégal	Togo	Uemoa
Bénin	1							
Burkina	0,044	1						
Côte d'Ivoire	0,2567	0,1992	1					
Mali	0,2604	0,2437	0.5050*	1				
Niger	0,2577	0,4556	-0,0275	0,2152	1			
Sénégal	0,3675	0,4218	0,2511	0,3576	0,3345	1		
Togo	0.5143*	0,4168	0.5227*	0,2203	0,1946	0.5369*	1	
UEMOA	0.4738*	0,0507	0,2573	0,0011	-0,112	-0,0026	0,367	1

Source : Calculs des auteurs

Ces résultats montrent qu'il y a une divergence des chocs monétaires au sein de la zone UEMOA. Seul le Bénin est positivement corrélé avec la moyenne de l'union. Donc les gains en termes de diminution des chocs monétaires asymétriques sont minimes malgré la politique monétaire commune.

Chocs budgétaires

Le tableau 4 présente les coefficients de corrélations des chocs budgétaires identifiés dans le VAR structurel pour l'ensemble des pays de l'UEMOA excepté la Guinée-Bissau.

Tableau 4 : Corrélation des Chocs budgétaires au sein des pays de l'UEMOA

	Bénin	Burkina	Côte d'Ivoire	Mali	Niger	Sénégal	Togo	Uemoa
Bénin	1							
Burkina	0,0467	1						
Côte d'Ivoire	0,1364	0,2279	1					
Mali	0,3461	0,3299	-0,159	1				
Niger	0.5187*	0,3784	0,1614	0.6644*	1			
Sénégal	0,0126	0,3541	-0,0919	0.5093*	0,2685	1		
Togo	0,156	0,3464	-0,028	0.4738*	0,4542	0,1296	1	
UEMOA	0,442	0.5298*	0,2825	0.7350*	0.7502*	0,3987	0.5518*	1

Source : Calculs des auteurs

Ce tableau montre qu'au niveau des chocs budgétaires, le Burkina-Faso, le Mali, le Niger et le Togo sont positivement corrélés avec la moyenne de la zone UEMOA. On constate une divergence des chocs budgétaires au sein de la zone UEMOA. Malgré la mise en place des critères de convergence, la zone UEMOA est toujours soumise à des chocs budgétaires asymétriques.

L'analyse statique des chocs identifiés dans la zone UEMOA montre des degrés d'asymétries relativement élevés. Ces résultats sont conformes aux conclusions de certaines études déjà effectuées dans ce domaine à l'exemple de Benassy-Quéré et Coupet (2005), Houssa (2008), etc. Selon ces études, la divergence des chocs est si marquée entre les pays ouest africains que les coûts qui découleraient d'une union monétaire ne compenseront pas les bénéfices attendus.

Au sein de la zone UEMOA, 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 corrélations des chocs s'impose.

3.3.3. Analyse dynamique de l'asymétrie des chocs par le filtre de Kalman

L'analyse dynamique des chocs identifiés dans le VAR structurel, permet de prendre en compte les changements structurels susceptibles de survenir au cours de la période d'analyse (accroissement des échanges, mise en place de nouvelles institutions etc.). Les chocs économiques étant endogènes au processus d'intégration donc les coefficients de corrélation entre les chocs économiques évoluent dans le temps. Dans

cette optique, l'estimation par le filtre de Kalman des équations (16), (17) et (18) nous donne des résultats qui permettent de répondre à cette préoccupation.

Les tableaux ci-dessous présentent les valeurs moyennes estimées des coefficients β et α . Les graphiques qui les accompagnent, retracent l'évolution de β sur la période d'étude (1980-2012). β mesure la convergence du choc (offre, demande, monétaire ou budgétaire) du pays i Bénin, Burkina Faso, Côte d'Ivoire, Mali, Niger, Sénégal et Togo) vers la moyenne de la zone UEMOA relativement au reste du monde représenté par les Etats-Unis.

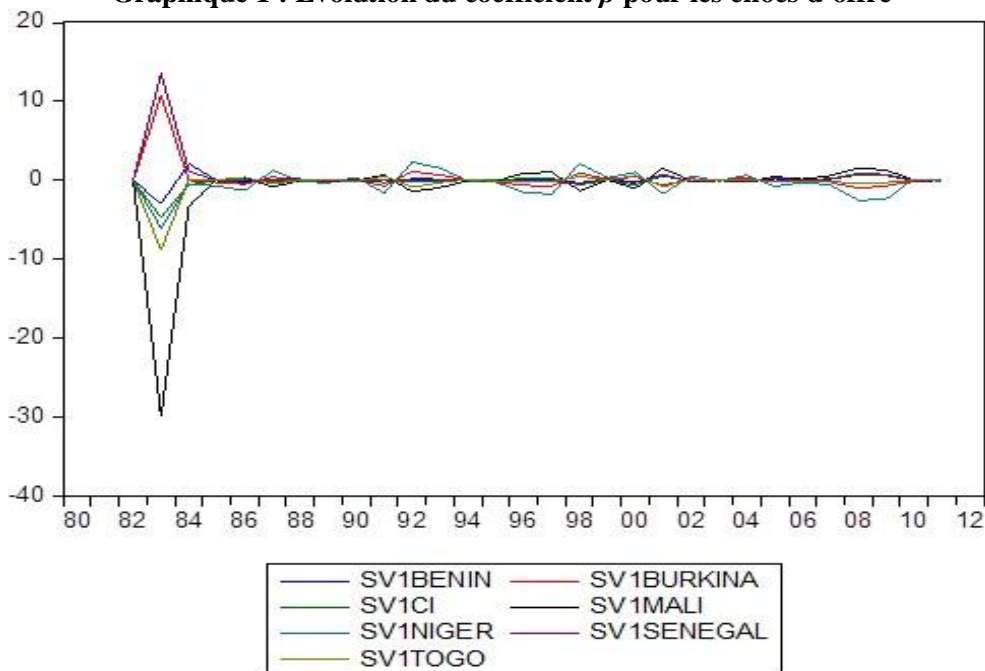
Chocs d'offre

Tableau 5 : Valeurs estimées des coefficients β et α pour les chocs d'offre

	Bénin	Burkina	Côte d'Ivoire	Mali	Niger	Sénégal	Togo
β	0,1607	-0,0863	0,1313	0,2287	-0,5171	0,161	-0,1307
	0,3555	0,6087	0,2591	0,3976	0,0605	0,2588	0,6518
α	-0,0001	-0,0003	0,0007	-0,0003	-0,0013	0,0028	-0,0003
	0,9999	0,9999	0,9997	0,9994	0,9998	0,999	0,9999

Source : Estimations des auteurs sous Eviews8

Graphique 1 : Evolution du coefficient β pour les chocs d'offre



Les valeurs estimées des coefficients β pour les chocs d'offre sont relativement faibles et ne sont pas significatifs. Donc les chocs d'offre de ces différents pays ne convergent

pas vers ceux de la moyenne de l'union. Les résultats relatés dans le tableau 4 montrent que les valeurs estimées du coefficient α sont presque nulles pour tous les pays. Donc la spécification est bonne. Le graphique 1 qui retrace l'évolution du coefficient β durant toute la période d'étude, montre que le degré d'asymétrie des chocs d'offre au sein des pays de l'UEMOA, se réduit au bout de la cinquième année et leurs effets s'estompent au fil du temps, mais avec des petits pics de divergence sur quelques années notamment entre 1992 à 1994 (période avant dévaluation du F CFA), 1996 à 2002 (période post dévaluation) et 2008 à 2010 (période crise financière).

Choc de demande

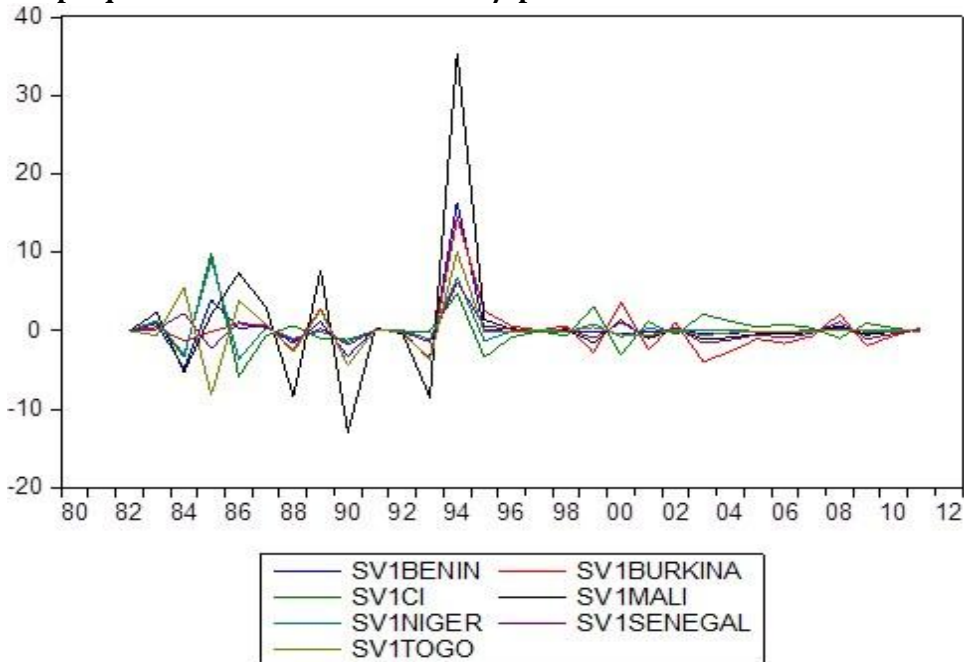
Tableau 5 : Valeurs estimées des coefficients β et α pour les chocs de demande

	Bénin	Burkina	Côte d'Ivoire	Mali	Niger	Sénégal	Togo
β	0,1377	0,6127	-0,2800	0,1999	0,03316	0,3068	0,0335
	0,3078	0,0000	0,1551	0,2814	0,8409	0,0221	0,8537
α	0,0004	-0,0002	-0,0002	-0,00084	-0,0003	-0,0002	0,0006
	0,9999	0,9999	0,9999	0,9999	0,9999	0,9999	0,9999

Source : Estimations des auteurs sous Eviews8

Pour les chocs de demande, la valeur estimée du coefficient β est positif pour l'ensemble des pays, sauf pour la Côte d'Ivoire. Seuls, le Burkina et le Sénégal ont des coefficients β positifs et significatifs, donc ils convergent vers la moyenne de l'union.

Graphique 2 : Evolution du coefficient β pour les chocs de demande



Le graphique 2 est caractérisé par une évolution en deux phases avec une rupture de tendance durant l'année 1994, date de la dévaluation du Franc CFA. La première est une phase d'instabilité marquée par un degré élevé d'asymétrie de ces chocs et la seconde, post-dévaluation est celle de la stabilité caractérisée par une évolution en phase de l'ensemble des pays de l'UEMOA retenus à l'exception du Burkina et de la Côte d'Ivoire, qui évoluent parfois avec de petites divergences. Ce qui confirme l'analyse statique ci-précédente, qui montrait que par rapport à la moyenne de la zone UEMOA, les asymétries varient de 24% pour la Côte d'Ivoire à 48% pour le Burkina Faso. On constate qu'après la mise en place de l'UEMOA, le degré d'asymétrie des chocs de demande s'est fortement réduit. Donc on peut dire que la mise en place de cette institution contribue à réduire les chocs conjoncturels asymétriques au sein de la zone UEMOA. Ce résultat est conforme à celui de Christodoulakis, Dimelis et Kollintzas (1995) à propos de la zone européenne qui postule que les différences observées au niveau des chocs et des cycles économiques ont tendance à s'estomper au fur et à mesure que des institutions et des politiques communes se font jour au sein de l'Union Monétaire.

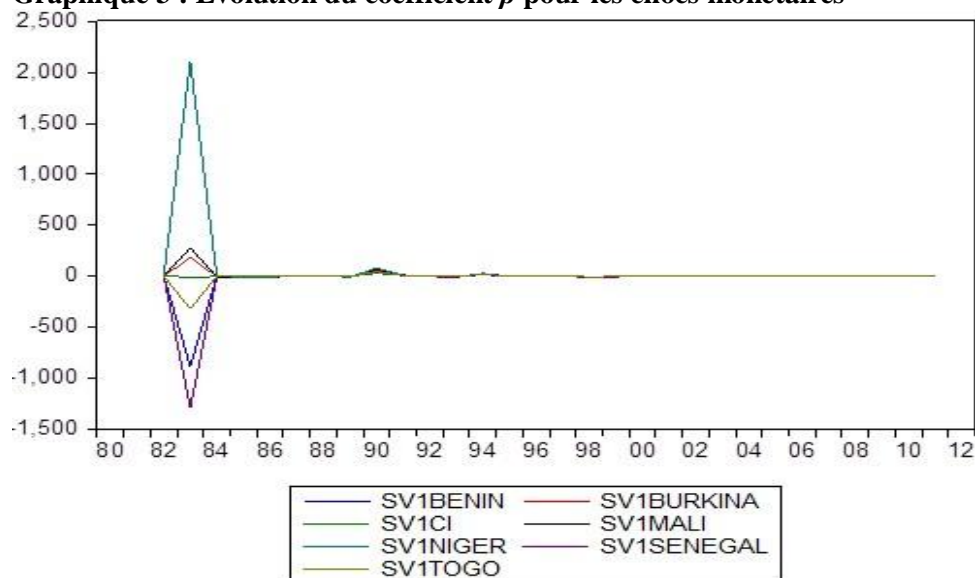
Chocs monétaires

Tableau 6 : Valeurs estimées des coefficients β et α pour les chocs monétaires

	Bénin	Burkina	Côte d'Ivoire	Mali	Niger	Sénégal	Togo
β	0,498	0,9025	0,7265	0,9342	1,0834	0,9322	0,5966
	0,0007	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0001
α	0,0046	0,0002	-0,0007	0,0004	0,0126	0,0119	-0,0001
	0,9996	0,9999	0,9999	0,9999	0,9992	0,9989	0,9999

Source : Estimations des auteurs sous Eviews8

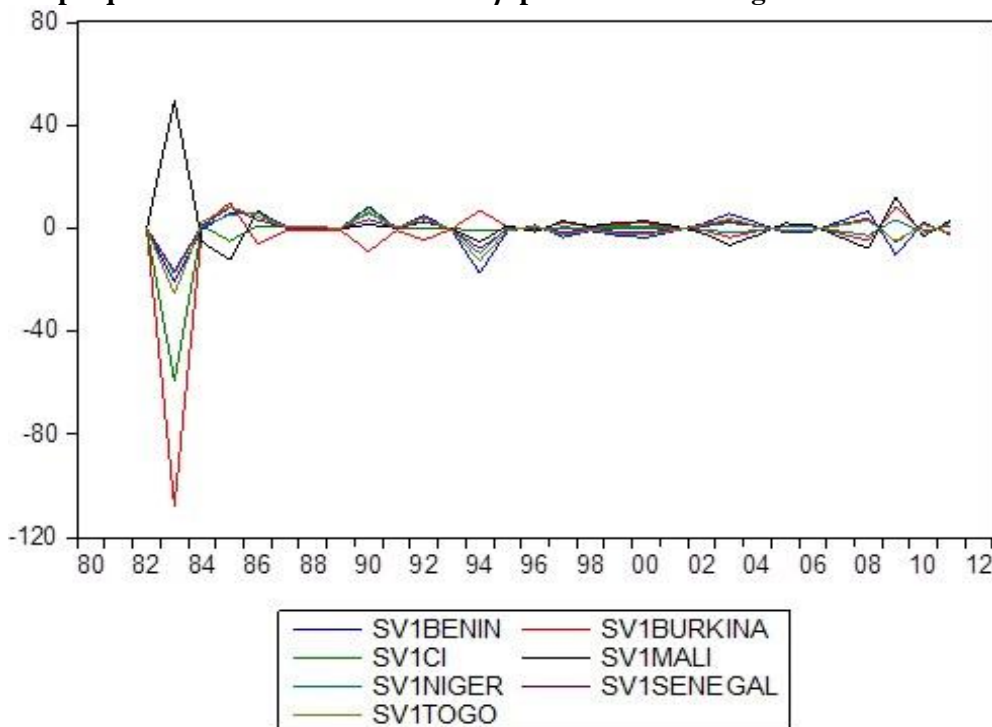
Les valeurs estimées du coefficient β sont tous positifs, significatifs et élevés, surtout pour le Niger. Cela dénote une divergence des chocs monétaires de ces pays par rapport à la moyenne de l'union. Pour le Mali et le Togo, l'asymétrie semble relativement faible. L'évolution du coefficient β pour les chocs monétaires montre une réduction du degré d'asymétrie de ces chocs au bout de cinq ans et leurs effets s'estompent. Ces observations confirment l'analyse statique précédente. Donc les gains en termes de diminution des chocs monétaires asymétriques sont minimes malgré la politique monétaire commune au sein de l'union.

Graphique 3 : Evolution du coefficient β pour les chocs monétaires**Les chocs budgétaires****Tableau 7 : Valeurs estimées des coefficients β et α pour les chocs budgétaires**

	Bénin	Burkina	Côte d'Ivoire	Mali	Niger	Sénégal	Togo
β	0,959	-0,3033	0,4832	-0,8952	-0,517	0,5104	0,4209
	0,0000	0,3630	0,1789	0,0053	0,0532	0,0064	0,0070
α	0,0006	-0,0278	0,0001	-0,0008	-0,0003	-0,0001	0,0009
	0,9999	0,9979	0,9999	0,9999	0,9999	0,9999	0,9998

Source : Estimations des auteurs sous Eviews8

Les valeurs estimées du coefficient β sont positifs, significatifs et élevés pour le Bénin, le Sénégal et le Togo tandis qu'ils sont négatifs pour le Burkina et le Mali. Cela dénote une grande divergence des chocs budgétaires des pays membres par rapport à la moyenne de l'union. L'évolution du coefficient β pour les chocs budgétaires montre une réduction du degré d'asymétrie de ces chocs au bout de cinq ans, après l'année 1989, date de la libéralisation financière, on dénote toujours une petite divergence avec un degré d'asymétrie assez faible. Cette réduction s'est accrue après la mise en place de l'UEMOA en 1994, suivi de l'adoption du Pacte en 1999 et l'ensemble des pays retenus évoluent en phase par rapport à la moyenne de l'union mais leurs effets ne s'estompent pas. Ces observations confirment l'analyse statique précédente.

Graphique 4 : Evolution du coefficient β pour les chocs budgétaires

Chaque pays à sa propre politique budgétaire. Donc les gains en termes de diminution des chocs budgétaires asymétriques sont minimes malgré l'adoption du pacte de stabilité dans lequel le solde budgétaire de base sur PIB doit être positif ou nul.

Au final, l'identification et l'analyse dynamique du degré d'asymétrie des chocs d'offre, de demande, monétaire et budgétaire au sein de l'UEMOA par la méthode VAR structurel et par le filtre de Kalman conduisent aux enseignements suivants :

- Pour l'ensemble des pays de la zone UEMOA, les degrés d'asymétrie de leurs chocs d'offre par rapport à la moyenne de l'union sont relativement faibles et non significatifs. L'effet de ces chocs s'estompe au bout de la cinquième année.
- Depuis la mise en place de l'UEMOA, le degré d'asymétrie des chocs de demande est relativement faible et l'ensemble des pays évoluent en phase avec la moyenne de l'union.
- Malgré la politique monétaire commune, on constate que les chocs monétaires sont divergents mais leurs effets s'estompent au bout de la cinquième année.
- Le degré d'asymétrie des chocs budgétaires reste élevé malgré l'adoption de critères de convergence et leurs effets ne disparaissent pas. Donc les politiques budgétaires nationales sont menées de manière insatisfaisantes.

Au regard de ces résultats quelles solutions faut-il envisager pour garantir la viabilité de l'UEMOA?

4. Les implications en termes de politiques économiques

Dans l'UEMOA, l'efficacité des politiques économiques durant les périodes de crises ou de chocs demeure limitée par les structures et les caractéristiques des économies de l'union. Ces pays sont caractérisés par une base productive non élargie, une fragilité conjoncturelle et une compétitivité réduite. La faiblesse des canaux de transmission traditionnels réduit les effets attendus de la coordination des politiques économiques. La coordination ne constitue donc pas un instrument suffisant pour atténuer l'incidence des externalités négatives provenant des chocs asymétriques. Selon la littérature, la survenance des chocs asymétriques dans une union monétaire non optimale, rend difficile la conduite des politiques budgétaires nationales régies par des règles. Pour y remédier, la meilleure solution est de centraliser les fonctions de stabilisation et de redistribution de la politique budgétaire dans la mesure où celles-ci seront plus efficaces au niveau fédéral qu'à l'échelle nationale (Oates 1972, Zumer 1998).

La coordination par les règles dans l'UEMOA, à travers la mise en œuvre du Pacte de stabilité, contrôle de plus en plus les déficits budgétaires et l'évolution du taux d'endettement permet d'envisager la soutenabilité de la dette publique, mais des insuffisances sont toujours relatées. Donc il est important de réfléchir sur les moyens appropriés pour renforcer durablement le pacte de convergence en donnant un contenu réel à la notion de solidarité. Le pacte de l'UEMOA qui institutionnalise la solidarité entre les pays membres sous l'angle monétaire, devrait aussi l'appliquer au plan budgétaire. La solidarité au plan budgétaire pourrait servir de soutien à la coordination des politiques économiques et pourrait prendre plusieurs formes.

L'absorption des chocs d'offre passe par une amélioration de la compétitivité des économies et une diversification des structures productives. Pour cela, il faut des infrastructures. Chaque pays supporte ses dépenses liées à ses infrastructures et ces biens publics ont des externalités positives au plan régional. Donc il faudrait que ces dépenses ne soient pas comptabilisées dans le calcul des déficits des pays.

La solidarité peut également s'exercer à travers la constitution d'un fonds de compensation, sous la forme de mécanisme d'assurance, permettant de lutter contre l'impact négatif des chocs exogènes. A chaque fois qu'un pays membre bénéficie d'un choc positif, il verse une partie des recettes supplémentaires induites par le choc. En cas de choc négatif, il bénéficie des fonds constitués par les autres pays membres de l'union. D'une part, ce fonds pourrait être financé par un système d'impôts ou de transfert à l'exemple de celui de l'Allemagne et des Etats-Unis. Et d'autre part, ce fonds pourra être alimenté par versement d'un montant donné par les Etats membres de l'union, qui au terme de l'échéance de la convergence, enregistraient des déficits budgétaires. Ce système de sanction pourrait inciter les Etats membres à davantage de rigueur dans l'application des règles supranationales. Une redéfinition du critère portant limitation des déficits budgétaires au sein de l'union peut s'avérer nécessaire. On pourrait ainsi envisager une contrainte portant sur le solde budgétaire.

Quant aux chocs de demande, la réduction du degré d'asymétrie des chocs après la mise en place de l'UEMOA incite à penser que la mise en place d'un mécanisme fédéral d'assurance contre ces chocs n'est pas nécessaire. En effet, comme les cycles économiques tendent à converger avec l'approfondissement du processus d'intégration, le risque qu'un pays membre connaisse une récession solitaire devient de plus en plus faible.

5. Conclusion

L'analyse dynamique de la convergence des chocs macroéconomiques dans la zone UEMOA par le filtre de Kalman appliqué aux chocs d'offre, de demande, monétaires et budgétaires, identifiés grâce à la modélisation VAR structurelle permet de noter que le degré d'asymétrie des chocs se réduit au fur et à mesure que les institutions naissent. Les chocs de demande sont convergents alors que les chocs d'offre et monétaires sont divergents par rapport à la moyenne de l'union et leurs effets s'estompent au bout de la cinquième année. Le degré d'asymétrie des chocs budgétaires reste élevé malgré l'adoption de critères de convergence et leurs effets ne disparaissent pas. Donc les politiques budgétaires nationales sont menées de manière insatisfaisantes. Dans une zone monétaire non optimale selon les critères traditionnelles, la survenance des chocs asymétriques rend difficile la conduite des politiques budgétaires nationales régies par des règles. Pour faire face à ces chocs, tout en évitant les effets externes de la politique budgétaire, la meilleure solution est de centraliser les politiques budgétaires nationales sous forme de fédéralisme budgétaire. Mais cette solution sera difficilement réalisable dans la zone UEMOA car elle nécessite une renonciation par les autorités étatiques d'une part de leur souveraineté. A défaut la coordination régie par les règles et dotée d'un pacte de convergence renforcé pourrait être une solution. Ainsi, il convient de noter que dans la zone UEMOA, la coordination par les règles à travers le pacte de convergence a été satisfaisante. Les déficits budgétaires sont de plus en plus contrôlés, le taux d'endettement permet d'envisager la soutenabilité de la dette publique. Mais des insuffisances demeurent et ont été vérifiées de par nos résultats. Ainsi pour améliorer la situation de la zone, le pacte de convergence peut prendre en compte la mise en place d'un fonds de compensation. En effet, la divergence des structures de production témoigne de la nécessité de mettre en place un fonds de compensation ou de renforcer les fonds qui existent déjà. Et ce fonds pourra être financé soit par un système d'impôts à l'image de certaines fédérations déjà existantes ou par système de sanction en cas de non-respect de l'échéance de convergence.

Références bibliographiques

- Bayoumi, T., Eichengreen, B. (1992): « Shocking Aspects of European Monetary Unification » NBER Working Paper N° 3949, 1992.
- Benassy-Quéré, A., M. Coupet (2005): « On the Adequacy of Monetary Arrangements in Sub-Saharan Africa », *World Economy*, 28 (3), pp. 349-373.
- Blanchard O., D. Quah (1989): « The dynamic effect of aggregate demand and supply disturbances », *American Economic Review*, vol. 79, pp. 655-673.
- Boone L. (1997) : « Symétrie des chocs en union européenne : une analyse dynamique », *Economie Internationale*, vol. 70, 2^o trimestre, pp.7-34.
- Christodoulakis, N., Dimelis, S. P., Kollintzas, T. (1995): « Comparisons of Business Cycles in the EC: Idiosyncracies and Regularities », *Economica*, N° 245, London School of Economics.
- Cohen, D., Wyplosz, C. (1989): « The European Monetary Union: an agnostic evaluation », CEPR Discussion Paper Nr. 306.
- Debrun, X., P. R. Masson, C. Pattillo (2005): « Monetary Union in West Africa: Who Might Gain, Who Might Lose, and Why? », *Canadian Journal of Economics*, 38 (May), 454–81.
- Fielding, D., K. Shields (2001): « Modelling Macroeconomic Shocks in the CFA Franc Zone », *Journal of Development Economics*, 66 (1), pp. 199-224.
- 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.
- Karras G. (2003): « The prospect of dollarization: are the Americas an optimum currency area? », in C. Tsoukis, G.M. Agiomirgianakis et T. Biswas (eds.) *Aspects of Globalisation: Macroeconomic and Capital Market Linkages in the Integrated World Economy*, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, p.183-199.
- Mundell, R. A. (1961): « A Theory of Optimal Currency Areas », *American Economic Review*, 51 (4), pp. 667-665.
- Oates W. (1972): « An Essay on Fiscal Federalism », *Journal of Economic Literature*, Vol. 37, No. 3, pp. 1120-1149.
- Tapsoba S. J-A. (2009) : « Union Monétaire en Afrique de l’Ouest : Quelles Réponses à l’Hétérogénéité des Chocs? » CERDI, Etudes et Documents, E2009.12.
- Tsangarides, C. G., M.S. Qureshi (2006): « What is Fuzzy about Clustering in West Africa? », IMF Working Paper 06/90, International Monetary Fund.
- Weber, A. A. (1991): « European Economic and Monetary Union and Asymmetries and adjustment problems in the European Monetary System: Some empirical evidence », *European Economy*1 (special edition), Brussels: Commission of the European Communities, pp 180-207.
- Zumer F. (1998) : « Stabilisation et redistribution budgétaire entre régions: Etat centralisé, Etat fédéral », *Revue de l’OFCE*, Vol. 65, No. 1, pp 243-289.