

## POLITIQUE BUDGETAIRE ET STABILISATION DE LA COMPOSANTE PERMANENTE DES CHOC SYMETRIQUES AU SEIN DE L'UEMOA

### [ FISCAL POLICY AND STABILIZATION OF PERMANENT COMPONENT OF ASYMETRIC SHOCKS IN THE WAEMU ]

*Honoré Sèwanoudé HOUNGBEDJI*

Faculté des Sciences Economiques et de Gestion,  
Université d'Abomey-Calavi (UAC),  
01 BP : 1287 Cotonou, Benin

---

Copyright © 2018 ISSR Journals. This is an open access article distributed under the *Creative Commons Attribution License*, which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

**ABSTRACT:** This paper measures the effectiveness of the Convergence Pact, Stability, Growth and Solidarity to stabilize the permanent component of various asymmetric shocks within the WAEMU countries. From the techniques of non-stationary panel econometrics and polynomial approach, we specify an empirical model whose data cover the period 1983-2015. The results show that, for better mitigation of the different components of asymmetric shocks and stimulation of economic activity, it would on average produce a basic fiscal balance by 3% in terms of tolerable deficit. This target is in line with the standard adopted by the new provisions of the Convergence Pact, Stability, Growth and Solidarity.

**KEYWORDS:** basic fiscal balance, Asymmetric Shocks, Not Stationary Panel; Pooled Mean Group, WAEMU.

**CLASSIFICATION J.E.L:** E62, E39, C29.

**RÉSUMÉ:** Ce papier mesure l'efficacité du Pacte de Convergence, de Stabilité, de Croissance et de Solidarité à stabiliser la composante permanente des chocs asymétriques au sein des pays de l'UEMOA. Nous utilisons des techniques de l'économétrie en panel non stationnaire et l'approche polynomiale sur des données couvrant la période 1983-2015. Les résultats révèlent que, pour une meilleure atténuation des différentes composantes des chocs asymétriques et d'une stimulation de l'activité économique, il faudrait en moyenne réaliser un solde budgétaire de base de 3% en termes de déficit tolérable. Cette cible est bien conforme à la norme retenue par les nouvelles dispositions du Pacte de Convergence, de Stabilité, de Croissance et de Solidarité.

**MOTS-CLEFS:** Solde budgétaire de base, Chocs Asymétriques, Panel non stationnaire, Estimateur de la Moyenne de Groupe Agrégée; UEMOA.

**CLASSIFICATION J.E.L:** E62, E39, C29.

## 1 INTRODUCTION

Depuis plusieurs décennies, la littérature économique s'est familiarisée à retenir que la bonne règle d'affectation des instruments de politique économique consiste à laisser la politique monétaire unique stabilisée les chocs symétriques à l'union monétaire tandis que les politiques budgétaires nationales, atténuer les chocs asymétriques [1]. C'est dans ce cadre, qu'à

l'avènement du processus d'intégration économique, les pays au sein d'une union monétaire comme Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (l'UEMOA<sup>1</sup>) ont délégué leur souveraineté monétaire à une institution supranationale (Banque Centrale), et se trouvent ainsi privés de cet instrument monétaire pour faire face aux chocs asymétriques. Comme nous le renseigne la littérature, seule la politique budgétaire peut faire face aux chocs asymétriques dans sa fonction de stabilisation macroéconomique. Dès cet instant, le débat sur l'efficacité de la politique budgétaire au sein d'une union monétaire comme optimum de premier rang à stabiliser la partie asymétrique des chocs a connu un regain d'intérêt en macroéconomie internationale. C'est dans ce cadre que Réf. [2] suggère qu'il faudrait consacrer un important pouvoir de stabilisation aux politiques budgétaires nationales. En effet, l'auteur fait référence aux mécanismes de stabilisation par le marché et hors marché qui ont montré leurs limites: car ils n'obéissaient pas pour la plupart à une logique d'ajustement [3], [4].

Mieux, la littérature économique ne cesse de soutenir l'idée selon laquelle, une meilleure coordination des politiques budgétaires, dans le cadre des dispositifs du mécanisme du pacte de stabilité conduit à une amélioration de stabilisation des chocs asymétriques [5]. Ainsi, l'extension du rôle de la politique budgétaire sur l'économie dans un processus d'intégration économique d'une union monétaire comme l'UEMOA, s'appréhende à l'adoption du Pacte de Convergence, de Stabilité, de Croissance et de Solidarité (PCSCS). Le PCSCS constitue l'épine dorsale et un cadre formalisé d'une coordination des politiques budgétaires au sein d'une union monétaire. Il est vu comme un ensemble de règles destinées à prévenir et à corriger les politiques budgétaires insoutenables in fine, capable d'instaurer une discipline budgétaire au sein d'une union monétaire [6].

S'il est vrai que sur le plan théorique, le PCSCS en soi assurerait une discipline budgétaire, il n'en demeure pas moins qu'une contradiction en termes de règles de politiques budgétaires à adopter réside dans ce dernier. Ainsi, bien que les travaux de Réf. [7] et de certains auteurs postulent l'instauration d'une règle relative à l'évolution des finances publiques, d'autres estiment le contraire et montrent que les règles peuvent empêcher la politique budgétaire de jouer convenablement son rôle de stabilisateur et même amplifieraient les effets d'un choc conjoncturel [8]. De ce débat, Réf. [9] montre que les pays peuvent arbitrer entre l'activisme contra-cyclique et le respect des grands équilibres budgétaires. C'est dans ce cadre, que le PCSCS de l'UEMOA avait retenu comme critère clé la réalisation d'un solde budgétaire de base (SBB) équilibré ( $SBB \geq 0$ ) pour assurer la fonction de stabilisation et de discipline budgétaire au sein dudit union monétaire. Cependant, plusieurs contributions ont montrées le caractère contraignant de ce seuil ( $SBB \geq 0$ ) pour les pays d'une union monétaire qui n'ont que l'instrument budgétaire comme mécanisme d'ajustement [10], [11].

Sur le plan empirique, les travaux montrant que le PCSCS a un effet positif sur l'atténuation des chocs asymétriques [12]; le conditionne à plusieurs facteurs notamment l'élasticité des biens importés et le degré de partage du risque ([12], [13]). Dans l'UEMOA, deux études de références sont à noter. Il s'agit de celle de Ref. [14] portant sur la réponse appropriée que l'UEMOA devrait adopter pour faire face aux chocs asymétriques. La seconde étude qui est de Ref. [15] analyse l'efficacité du partage de risque comme alternatif aux mécanismes traditionnels d'ajustement des chocs asymétriques au sein de l'UEMOA. L'une des principales conclusions de ces études est que l'intensification du commerce intra-UEMOA et l'approfondissement des marchés régionaux de crédit, le partage du risque via l'épargne nationale peuvent contribuer à atténuer les chocs asymétriques.

Si ces résultats présentés par cette littérature empirique paraissent d'une portée très remarquable, elle ne se préoccupe pas cependant à la pertinence de la norme précédemment fixée ( $SBB \geq 0$ ) par le PCSCS dans sa fonction de stabilisation macroéconomique au sein de l'UEMOA. Mieux, il est à faire remarquer que ce critère ( $SBB \geq 0$ ) a rarement été respecté par les pays; ce qui remet en cause sa pertinence et sa crédibilité au regard des objectifs qui lui sont assignés. Ainsi, comme le souligne le rapport de Ref. [16] «.....Aussi est-on amené à se demander si c'est parce que leurs politiques étaient inadéquates (étant donné les violations répétées) ou parce que le critère lui-même a besoin d'être revu ».

A cet égard, le présent papier se fixe comme objectif de mesurer le seuil optimal du solde budgétaire global nécessaire à l'atténuation de la composante permanente des chocs asymétriques au sein de l'UEMOA. En outre, il cherche à vérifier la pertinence du seuil du solde budgétaire global retenu dans le nouveau PCSCS institué par l'AA 1//2015/CM/UEMOA.

Ce papier se distingue des études existantes sur deux aspects. Tout d'abord, nous proposons ici, un approfondissement de ces travaux en analysant le potentiel de stabilisation des chocs asymétriques par le PCSCS, en y adjoignant le caractère

---

<sup>1</sup> L'UNION ECONOMIQUE ET MONETAIRE OUEST AFRICAINE (UEMOA) est composée de huit pays : le Bénin, le Burkina Faso, la Côte d'Ivoire, la Guinée Bissau, le Mali, le Niger, le Sénégal et le Togo.

permanent desdits chocs<sup>2</sup>. Du point de vue méthodologique, ce papier explore le seuil du solde budgétaire de base qui est propice non seulement à une meilleure stabilisation des composantes permanentes des différents chocs asymétriques, mais aussi pour stimuler l'activité économique des pays de l'UEMOA. Mieux, dans ce papier, la composante asymétrique des différents chocs auxquels sont touchés (assujettis) les pays de l'UEMOA a été évalués à partir d'un modèle à facteur dynamique exact.

Au total, cette étude apporte une contribution empirique au débat sur le lien existant entre le solde budgétaire de base et la stabilisation des composantes permanentes des différents chocs asymétriques de l'UEMOA.

Le reste du document est structuré de la manière suivante. La section 2 propose une revue synthétique sur la capacité stabilisatrice des chocs asymétriques par les politiques budgétaires au sein du PCSCS. La section 3 est consacrée aux aspects méthodologiques. La section 4 présente et procède à la discussion des résultats d'estimation. Enfin, l'article se termine dans la section 5 par une conclusion.

## 2 POLITIQUE BUDGETAIRE ET CHOCS ASYMETRIQUES: SYNTHÈSE DE LA LITTÉRATURE EMPIRIQUE

La littérature mettant en exergue l'impact de la politique budgétaire sur l'activité économique remonte à la théorie keynésienne des années 30. Par extension, cette littérature empirique relative aux préoccupations des politiques budgétaires au sein d'une union monétaire à travers le pacte de stabilité et de croissance peut être regroupée autour de deux pistes de recherches.

Le premier axe de recherche vise à apprécier l'efficacité de la politique budgétaire à des fins de stabilisation ou de relance conjoncturelle de l'économie. Dans le postulat de la nouvelle macroéconomie classique, cet axe de recherche soutient une inefficacité de la politique budgétaire à des fins de stabilisation ou de relance conjoncturelle [17]. Ces auteurs se fondent sur la théorie du cycle réel et l'hypothèse d'équivalence ricardienne.

Le second axe de recherche, cherche à apprécier l'effet de la politique budgétaire sur la composante permanente des chocs asymétriques. Suivant cet axe, la théorie d'oscillateur de Ref. [18] est le cadre théorique approprié utilisé par la plupart des études empiriques avec des approches méthodologiques aussi variées. Cette théorie repose sur la combinaison des effets d'accélérateur et de multiplicateur keynésien qui engendre et explique les variations cycliques de la croissance économique. Le message central en termes de politique économique qui découle de cette théorie voudrait que l'on utilise l'instrument budgétaire pour la stabilisation des chocs asymétriques et du cycle économique. La théorie d'oscillateur postule que la politique budgétaire (impôt, dépenses publiques et transferts) est susceptible d'amortir les fluctuations du cycle économique et par ricochet les chocs spécifiques au pays.

Dans le cadre de la gestion des politiques budgétaires au sein d'une union monétaire, cette littérature pionnière a été revisitée sur deux points. Le premier est relatif à la fixation de règles qui cherchent à résoudre aux problèmes de solvabilité budgétaire et d'incohérence temporelle des politiques économiques [12]. Le second se fait par le dialogue et l'engagement mutuel. C'est cette première approche qui a été mise en œuvre à l'avènement du pacte de stabilité et de croissance. Celle-ci cherche à élucider la portée du pacte de stabilité et de croissance dans la stabilisation des chocs asymétriques au sein de la plupart de la littérature empirique. L'approche méthodologique standard adoptée, consiste à optimiser les fonctions de réaction de la banque centrale et des Etats sous différents scénarios (équilibre de Nash, jeu non coopératif et équilibre à la Stackelberg) à laquelle les auteurs adjoignent des simulations théoriques du modèle par calibration en distinguant les différents chocs. Au nombre de ces études, l'on peut citer celle de Ref. [21] et Ref. [22].

Ces auteurs montrent que la coordination des politiques budgétaires à travers le pacte de stabilité et de croissance est prioritairement bénéfique pour la stabilisation des chocs asymétriques. Ils concluent aussi qu'un degré optimal d'asymétrie des chocs à partir duquel la coordination des politiques budgétaires en union monétaire est plus efficace qu'en change flexible est nécessaire sans pour autant préciser ce niveau. En revanche, Ref. [13] dans un modèle à n pays, montre que, plus les chocs asymétriques sont importants relativement aux chocs symétriques, moins la coordination des politiques budgétaires est

<sup>2</sup> La capacité d'une union monétaire à atténuer un choc asymétrique dépend surtout de son horizon (permanent ou transitoire) [19] Ce résultat suggère la prise en compte de son horizon des chocs asymétriques dans l'efficacité du Pacte de stabilité à stabiliser ceux-ci. Toutefois, la littérature remet en cause la portée du PCSCS à y faire face avec des résultats controversés [20], [19]. Ces auteurs soutiennent que les politiques budgétaires stabiliseraient au mieux la composante permanente des chocs asymétriques. Ce papier s'inscrit derrière cette idée au regard des différences structurelles des économies de l'UEMOA.

nécessaire lorsque l'union monétaire s'élargit. Autrement dit, il soutient l'idée contraire selon laquelle dans une union monétaire qui s'élargit, la coordination des politiques budgétaires perd en efficacité si le degré d'asymétrie des chocs augmente. Dans une autre littérature parallèle, Ref. [23] montrent que c'est le pouvoir informationnel qui est décisif pour qu'une coordination des politiques budgétaires améliore la stabilisation des chocs au sein d'une union monétaire.

Cependant, à partir de la minimisation des différents programmes d'optimisation des autorités, qui s'appuie sur les techniques de simulation numérique, l'étude de Ref. [24] ; de Ref. [25] puis de Ref. [26] aboutissent à un résultat important. Les auteurs trouvent que, le gain de la coordination des politiques budgétaires dépend de la manière cruciale de l'ordre du jeu considéré entre la banque centrale et les Etats. Ces études aboutissent au résultat selon lequel, le PIB et l'inflation de l'union monétaire sont toujours mieux stabilisés dans un régime de coordination avec décisions séquentielles lorsqu'il existe une hétérogénéité structurelle au sein de celle-ci. Par ailleurs, ils trouvent que l'intérêt de la coordination des politiques budgétaires est croissant avec le degré d'hétérogénéité des économies. C'est à ce résultat qu'aboutit l'étude de Ref. [25] qui trouve que les gains de la coordination des politiques budgétaires sont fortement sensibles aux hétérogénéités. Une telle évidence peut inciter les pays à ne pas vouloir se coordonner.

Ref. [26] de son côté, trouve que le gain associé à la coordination des politiques budgétaires est élevé (17%), mais que le gain de la stabilisation (gain stochastique) est très faible (0.016%).

Si ces études concourent au même résultat ; celui d'un effet bénéfique d'une coordination des politiques budgétaires à des fins de la stabilisation macroéconomique, elles occultent la prise en compte dans l'analyse de la sphère monétaire. C'est dans ce cadre que l'article de Ref. [27] vient s'interroger sur le potentiel de stabilisation des politiques budgétaires coordonnées au sein d'une union monétaire dans un contexte d'incomplétude (situation où les ménages ont accès à un nombre restreint d'actifs) des marchés financiers; et trouve à partir d'un modèle d'équilibre général dynamique stochastique que le gain de la coordination des politiques budgétaires est positif.

Toutefois, si ces études suggèrent que la coordination des politiques budgétaires est très efficace pour la stabilisation des chocs asymétriques permanents, elles occultent le degré optimal de la coordination des politiques budgétaires nécessaires. Dans cette lignée, l'étude de Ref. [28] indique qu'un degré optimal de coordination des politiques budgétaires peut mieux stabiliser les différents chocs. En effet, la coordination budgétaire à géométrie variable (par club) peut constituer une solution viable de régulation conjoncturelle pour la stabilisation des chocs de demande au sein d'une union monétaire.

Néanmoins, signalons que la limite principale de cette littérature empirique concerne l'hypothèse de la parfaite homogénéité structurelle au sein de l'union monétaire et des valeurs des paramètres de calibrations du modèle simulé. Ces remarques rendent fragiles les conclusions de ces études surtout quand l'on voudra les transposer aux pays de l'UEMOA.

Bien que de nombreux articles traitent de la politique budgétaire au sein des pays africains de la zone franc, la littérature empirique occulte à mettre en évidence l'effet de l'instrument budgétaire dans le cadre du mécanisme du PCSCS sur la stabilisation des chocs asymétriques. Les quelques études pouvant être référencées, sont celles de Ref. [29] ; de Ref. [3] ; de Ref. [14] et de Ref. [15]. En effet, Ref. [29], cherchant à identifier les différents chocs au sein de la zone CEMAC (Communauté Économique et Monétaire des États d'Afrique Centrale), fait recours à un modèle espace-etat. Il montre que les chocs macroéconomiques des pays « leader » de la CEMAC (Cameroun, Congo et Gabon) sont plus ou moins symétriques. Par ailleurs, l'étude révèle que les politiques budgétaires décentralisées fortement contraintes par les critères de convergence, n'ont qu'un effet limité sur les chocs asymétriques, qu'ils soient transitoires ou permanents.

De son côté, Ref. [14] cherchant à proposer une réponse à l'hétérogénéité des chocs au sein de la CEDEAO (Communauté Économique des États de l'Afrique de l'Ouest), fait recours à une régression des canaux de partage de risque pour faire face aux chocs asymétriques entre les pays. Les résultats indiquent que les effets négatifs des chocs asymétriques entre les pays ouest-africains peuvent être atténués par une intensification du commerce régional et par un développement des marchés régionaux de crédit via l'épargne publique.

Dans une étude plus récente, ce point de vue est corroboré par les résultats des travaux de Ref. [15]. En effet, prenant appui sur la méthode de décomposition de la variance du taux de croissance du PIB, l'auteur montre que le canal de partage des risques contribue à lisser 26,1 à 26,9% des chocs asymétriques. Contrairement à l'étude précédente, la contribution majeure de Ref. [15] est d'avoir mis en évidence la portée du processus d'intégration économique dans la stabilisation des chocs asymétriques. En effet, l'étude révèle que l'intégration économique modifie la distribution du degré de stabilisation des chocs entre les différents canaux de partage des risques. Ainsi, la fréquence des chocs dans le temps réduit la part des risques partagés dans l'UEMOA et augmente la fraction des chocs stabilisés par l'épargne.

Au total, ces deux études bien que similaires en terme méthodologique montrent que le degré de partage des risques pour faire face aux chocs asymétriques entre les pays ouest-africains est faible (moins de 27% via l'épargne nationale). C'est

dans cette lignée que s'inscrivent les travaux de Ref. [14] qui vise à mettre en évidence d'autres alternatives pour la stabilisation des chocs asymétriques. Cet auteur cherche à analyser la portée des mécanismes d'ajustement par le marché et hors marché susceptibles de faire face aux chocs asymétriques au sein de l'UEMOA à partir d'un modèle vectoriel autorégressif structurel et celui d'espace-état. L'étude montre la limite de la portée des mécanismes d'ajustement par le marché notamment la mobilité interrégionale. L'auteur justifie ce résultat par le fait, même si elle (la mobilité interrégionale) existe, reste un mécanisme très limité en matière d'ajustement dans les pays de l'UEMOA. Celle-ci n'obéit pas à une logique d'ajustement, mais émane d'une décision contrainte comme par les guerres ou les études. Quant à la mobilité des capitaux via le partage du risque, 87% des chocs ne sont pas absorbés par le canal. Soit, au maximum 15% des chocs asymétriques sont résorbés par les marchés de capitaux et de crédit. De même l'efficacité limitée de l'ajustement des chocs asymétriques par le marché du travail révélé par cette étude est davantage le fait des rigidités réelles que nominales. La principale contribution de cette étude réside dans les mécanismes hors marché, notamment le système d'aide à l'assurance pour absorber lesdits chocs asymétriques. L'étude montre qu'un mécanisme d'assurance automatique (système de transfert entre Etat basé sur les prélèvements de recettes fiscales nationales pro-cycliques), peut mieux stabiliser les chocs asymétriques transitoires de demande au sein de l'UEMOA.

Ces différentes contributions confirment l'efficacité des politiques budgétaires dans le cadre du mécanisme du PCSCS à faire face aux chocs asymétriques, bien qu'utilisant des hypothèses et des méthodologies différentes. Néanmoins, ces études révèlent un potentiel instrument de stabilisation des chocs asymétriques par le PCSCS; mais à des degrés divers. En cette circonstance, l'on ne peut espérer tout au plus que les objectifs des études justifient l'approche adoptée.

En outre, dans un contexte où la politique budgétaire est contrainte par les ratios du PCSCS, les autorités n'ont plus de marge de manœuvre pour faire face aux chocs asymétriques dans sa totalité [10]. Ceci amène la littérature empirique à se questionner sur la pertinence et la crédibilité de la norme du solde budgétaire de base ( $SBB \geq 0$ ) précédemment adoptée et celle en vigueur depuis deux ans ( $(SBB \geq -3\%)$ ). L'une des rares études ayant cherché à évaluer la pertinence du solde budgétaire de base équilibré ( $SBB \geq 0$ ) du PCSCS de l'UEMOA est celle de Ref. [9]. A partir d'une spécification empirique via la Méthode Généralisée des Moments non-linéaire (GMM-NL) sur la période 1995 à 2009, l'étude postule que le solde budgétaire primaire pourrait se substituer au solde global comme norme de bonne gestion des finances publiques, dans la mesure où, il offre plus de flexibilité en matière de contentions de l'endettement. Cette dernière contribution met de doute sur l'efficacité du PCSCS de l'UEMOA dans sa fonction de stabilisation économique; sans pour autant préciser le seuil à partir duquel, le solde budgétaire de base pourrait jouer sa fonction de stabilisation et de stimulation de l'activité économique au sein de l'UEMOA.

Ainsi, dans la partie suivante, il s'agira d'explicitier à travers une approche méthodologique, à quelle condition ou à partir de quelle norme le solde budgétaire global contribuerait à l'atténuation de la composante permanente des chocs asymétriques au sein des pays de l'UEMOA.

### 3 ASPECTS METHODOLOGIQUES

Deux estimateurs de la famille des données de panel non stationnaire ont été utilisés dans cet article. Il s'agit de l'analyse sur données de panel avec le PMG (Pooled Mean Group) et celui du DOLS (Dynamic OLS) pour expliquer le lien entre les chocs asymétriques et les variables macroéconomiques dont le solde budgétaire de base qui est notre variable d'intérêt. Ensuite, au moyen d'une forme quadratique, intégrant le carré de la variable du solde budgétaire de base, nous testons l'existence d'un effet de seuil au niveau de ce dernier (SBB) et déterminons sa valeur.

#### 3.1 SPÉCIFICATION DU MODÈLE D'ANALYSE

Une abondante littérature<sup>3</sup> a examiné l'effet de la politique budgétaire sur l'atténuation du cycle et des chocs spécifiques aux pays au sein d'une union monétaire à partir de la théorie d'oscillateur de Samuelson. En accord avec cette littérature, nous pouvons résumer l'incidence de la politique budgétaire sur la stabilisation des chocs asymétriques telle que définie par l'équation ci-après pour mettre en évidence cette théorie.

$$Y_t = c(1 + v)Y_{t-1} - vcY_{t-2} - G_t \quad (1)$$

<sup>3</sup> Voir Ref. [18] pour des premières contributions. La théorie d'oscillation de Samuelson a été largement discutée et se retrouve dans presque tous les livres de macroéconomie.

Avec ;  $a = c(1 + v)$  et  $b = v \cdot c$  ; on a :  $Y_t - aY_{t-1} + bY_{t-2} = G_t$

$c$  représente la propension à consommer et  $v$  l'accélérateur (le coefficient de capital désiré).

En supposant que  $Y = Y_{t-1} = Y_{t-2}$  ; à l'état stationnaire, la relation ci-dessus devient :

$$Y_t = (1 - a + b) = G_t \quad (2)$$

Par mesure de simplification, posons  $k = (1-a+b)$  ; alors l'équation (2) devient :

$$k \cdot Y_t = G_t \quad (3)$$

En différenciant la relation précédente pour matérialiser l'avènement d'un choc ( $choc = \Delta Y$ ) ;

nous retrouvons l'équation ci-après :

$$\Delta Y_t = \frac{1}{k} \Delta G_t \quad (4)$$

L'équation (4) décrit la relation qui existe entre la variation de la demande globale (ou choc d'offre) et celle de la dépense gouvernementale. Le coefficient  $(1/k)$  capte l'incidence de l'instrument budgétaire sur une variation de la demande globale ( $\Delta Y$ ) ; ou un choc d'offre par exemple.

Cette équation a une implication en termes de politique économique. A la suite d'un choc (variation de  $Y$ ), deux options s'offrent aux autorités. La variation de la dépense publique ( $G$ ), ou celle de l'épargne à travers la propension marginale à épargner. De cette relation, vient le principe d'oscillateur qui voudrait que l'on utilise l'instrument budgétaire à des fins de stabilisation des chocs spécifiques aux pays.

En généralisant l'équation (4) dans une perspective d'appréhension du lien entre la fluctuation d'une variable économique (en termes de choc) et l'instrument budgétaire (en lieu et place de la dépense publique, nous prenons le solde budgétaire noté  $S$ ), l'on retrouve la spécification ci-après :

$$\Delta Y_t = CA_t = \beta \cdot \Delta S_t \quad (5)$$

Ceci se justifie par le fait que, l'instrument budgétaire ( $S$ ) est susceptible d'atténuer les différents chocs au sein d'une économie. Ainsi, de l'équation (5) le coefficient  $\beta$  capte l'effet (d'atténuation ou d'amplification) du solde budgétaire de base sur un choc quelconque.

En outre, il ressort de la littérature empirique que l'effet du PCSCS sur l'atténuation des chocs asymétriques est conditionné par le degré de partage du risque et l'élasticité des biens importés [13] ; [30]. Ceci ne saurait être appréhendé de manière appropriée que par une relation non linéaire ou une approche polynomiale. De même, nous faisons l'hypothèse que, seule la partie permanente des chocs asymétriques serait mieux stabilisée par la politique budgétaire comme optimum de premier rang. Partant de l'équation N°5 et des résultats issus de la littérature empirique, notre spécification devient :

$$CAR_{it} = \beta_0 \cdot S_{it} + a \cdot EBM_{it} + c \cdot DPR_{it} + b_1 \cdot S_{it} \cdot S_{it} + \beta_2 \cdot S_{it} \cdot EBM_{it} + \beta_3 \cdot S_{it} \cdot DPR_{it} + Z_{it} \cdot \beta_4 + a_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

Toutefois un fort risque de multicollinéarité est à mettre en évidence dans la spécification précédente du fait que les variables ( $EBM$  et  $DPR$ ) sont présentes dans l'équation isolement et aussi à travers des jeux interactifs avec la variable du solde budgétaire de base. Le problème posé par la multicollinéarité est l'instabilité des paramètres et l'effet de masque qui rend difficile la mise en évidence de la contribution individuelle des différentes variables explicatives sur la variable endogène. Comme le souligne Ref. [31], l'une des alternatives plus efficace pour remédier à ce problème de multicollinéarité proposées par la théorie économétrique, consiste à éliminer les variables explicatives susceptibles d'être corrélées entre elles lors de la spécification du modèle. Ainsi, en accord avec cette littérature et sans pour autant enfreindre à l'essence de notre analyse, les variables explicatives ( $DPR$  et  $EBM$ ) sont éliminées de l'équation. Toutefois, nous introduisons la forme quadratique du solde budgétaire de base ( $SBB \times SBB$ ) dans la régression; en vue de pouvoir évaluer par la suite, le seuil optimal de ladite variable nécessaire à la stabilisation des chocs asymétriques.

Au total, nous nous limitons en conséquence à l'estimation du modèle final ci-après :

$$CAP_{it} = \beta_0 \cdot S_{it} + \beta_1 \cdot S_{it} \cdot S_{it} + \beta_2 \cdot S_{it} \cdot EBM_{it} + \beta_3 \cdot S_{it} \cdot DPR_{it} + Z_{it} \cdot \beta_4 + a_i + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

Où :

- $CAP_{it}$  désigne les chocs asymétriques permanents du pays  $i$  à la période  $t$  ;
- $S_{it}$ ,  $EBM_{it}$  et  $DPR_{it}$  désignent respectivement le solde budgétaire de base, l'élasticité des biens importés et le degré de partage du risque du pays  $i$  à la période  $t$  ;
- $Z$  est un vecteur des variables de contrôle constitué des termes de l'échange (TE) et de l'inflation.
- $a_i$  est le coefficient qui capte les effets fixes et  $\varepsilon_{it}$  désigne le terme d'erreur de la régression.  $\beta_0$  est le coefficient d'intérêt de cette étude.

Un signe positif (négatif) indique un effet d'amplification (d'atténuation) du solde budgétaire de base sur les chocs asymétriques.

### 3.2 DÉTERMINATION DE LA VALEUR CIBLE DU SOLDE BUDGÉTAIRE DE BASE

Après l'estimation de l'équation N°7, dès lors que les coefficients associés aux variables du solde budgétaire de base seront significatifs (approche polynomiale), nous évaluons sa valeur cible (du solde budgétaire de base) nécessaire à une stabilisation des différents chocs asymétriques. Cette cible s'évalue à partir de la résolution du programme ci-après :

$$\frac{\partial CAP}{\partial S} = 0 \dots \frac{\partial^2 CAP}{\partial^2 S} < 0 \dots$$

### 3.3 TECHNIQUES D'ESTIMATION ET SOURCE DE DONNÉES

Il est fréquent de constater que de nombreuses variables macroéconomiques sont non-stationnaires sur les données de panel. Dans ce contexte, en cas de présence de racine unitaire dans les séries, les estimateurs classiques ne sont plus appropriés. D'où, la nécessité de faire recours aux nouvelles techniques de l'économétrie en panel non stationnaire; notamment avec un test récent de racine unitaire et de cointégration. Ainsi, après la vérification de la présence de racine unitaire par l'approche de Ref [32], nous procédons à la mise en évidence d'une relation de cointégration par l'approche récente développée par Ref [33]<sup>4</sup>. Dès lors que le test indique que les séries sont non stationnaires et cointégrées, plusieurs méthodes d'estimations sont susceptibles d'être adoptées. Pour les objectifs de cette étude, nous faisons recours à deux méthodes d'estimation. Il s'agit du PMG (Pooled Mean Group) proposée par Ref. [34] et de la méthode des moyennes carrées dynamiques (DOLS) développées par Ref. [36]. L'estimateur PMG présente comme avantage, la prise en compte à la fois de l'hétérogénéité des pays, la dynamique des séries et le caractère non stationnaire ou non des variables [37].

En outre, le PMG permet d'estimer simultanément dans une même régression, la dynamique de court terme et celle de long terme. Il admet une hétérogénéité des paramètres de court terme tout en conservant une homogénéité des paramètres de long terme. Cela apparaît assez intéressant pour notre cadre d'analyse dans la mesure où, les critères de convergence établis pour les pays de l'UEMOA devraient à terme annihiler la forte hétérogénéité des économies. Ainsi, à l'instar de Ref. [38] et Ref. [39] cette hypothèse semble cohérente pour les pays de l'UEMOA qui partagent la même politique monétaire et visent à long terme la convergence de leurs économies. Pour ce qui est de l'estimateur DOLS, il inclut des valeurs avancées et retardées dans la relation de cointégration afin d'éliminer la corrélation entre les exogènes et le terme d'erreur. Ainsi, le DOLS s'obtient par les MCO, la somme infinie étant en pratique tronquée à une valeur faible du nombre de retards.

Les données que nous exploitons proviennent de la base WDI (World Development Indicators) et les différents rapports de la BCEAO (Banque Centrale des États de l'Afrique de l'Ouest). Plus spécifiquement, les données que nous exploitons sont :

- (i)- les séries des chocs asymétriques extraits du modèle à facteur dynamique exact (confère annexe pour plus de détails sur la technique d'extraction). Ces données (consommation finale ; PIB et le taux de change réel) soumises à

4-Comme le soulignement Ref. . [35] cette approche résume les approches antérieures en se référant aux p-values bootstrap lequel assurent la qualité des résultats.

l'analyse proviennent de la base WDI sauf le solde budgétaire de base qui est issu de la BCEAO. Cependant, nous retenons juste la composante permanente des chocs asymétriques de demande, d'offre et externe pour représenter nos variables endogènes.

- (ii)- le degré du partage du risque (DPR) a été approximé par le ratio de l'épargne nationale/PIB qui capte la contribution des marchés régionaux de crédits sur la stabilisation des chocs asymétriques ([3], [14]). Ces données proviennent de la base WDI.
- (iii)-l'élasticité des biens importés (EBM) est le rapport de la variation relative des importations sur celle du PIB. Ces données sont issues de la base WDI.
- (iv)-les variables que sont les termes de l'échange (TE) et le taux d'inflation sont issues de la base WDI.

La période d'étude retenue est de 1983 à 2015, pour les pays de l'UEMOA.

#### 4 RESULTATS ET DISCUSSIONS

Les résultats du test de stationnarité réalisé à partir de l'approche de Ref. [32] sont consignés dans le tableau 1 (Annexe). Ces résultats montrent la présence de racines unitaires dans les différentes séries de chocs asymétriques et aussi dans la plupart des variables explicatives des différents modèles. En outre, les résultats du test de cointégration via l'approche de Ref. [33] montrent qu'il existe sur le plan statistique, une relation de cointégration entre les différentes séries des chocs asymétriques permanents et leurs variables explicatives (tableaux N°2 de l'annexe). Au total, non seulement les variables sont non stationnaires, mais aussi, elles sont cointégrées. Ces deux conditions réunies nous permettent de procéder à l'estimation.

Ainsi, le tableau N°1 synthétise les résultats d'estimation (relation de long terme) par les estimateurs PMG et DOLS.

Il ressort des estimations (Tableau N°1) que le solde budgétaire de base contribue à affecter les différents chocs asymétriques permanents (demande, externe et offre). Toutefois, seul l'estimateur DOLS montre que le solde budgétaire de base amplifie la stabilisation de la composante permanente des chocs asymétriques de demande ( $13 > 0$ ). Globalement, les résultats indiquent que le solde budgétaire de base est un instrument approprié pour la gestion de la composante permanente des chocs asymétriques (offre et externe). Ainsi, à la suite d'un accroissement du solde budgétaire de base (SBB) d'un 1%, celui-ci contribue à stabiliser la composante permanente desdits chocs de plus qu'un point (les coefficients associés à la variable SBB  $< 0$ ).

Tableau N°01 : Résultat d'estimation des effets de stabilisation des chocs asymétriques permanents par le SBB

Variables	Choc asymétrique permanent de demande		Choc asymétrique permanent externe		Choc asymétrique permanent d'offre	
	PMG	DOLS	PMG	DOLS	PMG	DOLS
SBB	-14(0.04)**	13 (0.001)**	-6(0.003)**	-51 (0.002)**	-1.8(0.001) **	-51 (0.002)**
SBB x SBB	-----	-2.1(0.002)**	-----	7(0.003)**	-----	7(0.003)**
SBB x DPR	0.6(0.00)**	-0.15(0.00)**	0.4(0.00)**	0.4 (0.00)**	-0.4 (0.04) **	0.4 (0.001) **
SBB x EBI	0.05 (0.64)	0.03 (0.36)	0.03 (0.35)	-0.2(0.00)**	0.06 (0.5)	-0.24 (0.03)**
TE	-0.8(0.09)*	-0.4(0.001)**	-0.3(0.02)**	0.6(0.004) **	-0.6(0.2)	-0.6(0.011)**
Inflation	-----	0.24(0.06)*	-----	0.4(0.003)**	-----	-----
R <sup>2</sup> (ajusté)	-----	34%	-----	61%	-----	59%
Force de Rappel	0.01(0.4)		-0.02(0.01)*		0.17(0.4)	

Source: par l'auteur à partir des résultats d'estimation sous Stata 13

NB: les valeurs entre parenthèses sont des p-values; \*\* indique la significativité au seuil de 5%. \*indique la significativité au seuil de 10%.

**Légende:**

- SBB.SBB = Solde budgétaire de base x Solde budgétaire de base
- SBB x DPR = Solde budgétaire de base x Degré du Partage du Risque
- SBB x EBI = Solde budgétaire de base x Elasticité des Biens Importés
- TE = Termes de l'échange.

En outre, la dynamique de long terme obtenu par l'estimateur PMG dénote des résultats très pertinents relatifs à l'effet conditionné du solde budgétaire de base à stabiliser les chocs asymétriques.



L'étude montre que le coefficient de l'effet croisé entre le solde budgétaire de base et le degré du partage du risque est non significatif pour les deux estimateurs dans la stabilisation des chocs externes. Ce résultat indique que le degré de partage du risque n'est pas un instrument approprié pour la stabilisation des chocs asymétriques externes.

En revanche, le coefficient de l'effet croisé entre le solde budgétaire de base et le degré du partage du risque est négatif et significatif pour les chocs permanents d'offre via l'estimateur PMG (coefficient  $-0,40 < 0$ ). Il en est de même pour les chocs de demande (coefficient  $-0,15 < 0$ ) via l'estimateur DOLS. Avec l'estimateur PMG, les résultats dénotent que le canal degré du partage du risque n'atténue pas les chocs asymétriques de demande. Ce résultat est pourtant contraire à celui révélé par le DOLS.

Du fait de la prééminence de l'estimateur PMG sur le DOLS (confère technique d'estimation), son résultat nous paraît plus pertinent. Ainsi, l'on admet que le degré de partage du risque n'est pas un instrument approprié pour la stabilisation des chocs asymétriques permanents de demande. Ceci s'explique par deux motifs. En premier lieu, nous pouvons envisager que l'épargne nationale au sein des pays de l'UEMOA ne s'utilise pas dans une optique de pouvoir compenser les déséquilibres financiers intra-région tel que prôné par la théorie du partage de risque interrégional de Ref. [40].

En second lieu, l'on pourra admettre que le marché financier sur lequel les agents économiques (les ménages vulnérables aux chocs de demande) pourront se faire financer est très peu développé et non accessible à ces derniers. De ce fait, ce mécanisme, même s'il fonctionne, n'est pas encore assez important afin d'assurer la stabilisation des chocs asymétriques permanents de demande dans l'approche du degré de partage du risque. Ainsi, contrairement aux résultats antérieurs ([14]; [15]) qui trouvent que le degré de partage du risque est un mécanisme de stabilisation des chocs asymétriques, cette étude dénote qu'il l'est partiellement pour les chocs d'offre et non pour les chocs de demande et externe. A cet égard, il s'avère nécessaire de stimuler les agents économiques à se faire financer sur le marché financier régional tel que la bourse régionale des valeurs mobilière.

Par ailleurs, nous évaluons la valeur cible du solde budgétaire de base nécessaire à une stabilisation des chocs asymétriques permanents à partir des résultats d'estimation du tableau N°2.

**Tableau N°2: Evaluation de la valeur cible du solde budgétaire de base de l'UEMOA**

Nature du choc	Fonction à optimiser	CPO $Y' = \frac{\partial Y}{\partial S} = 0$	CSO	Valeur cible
Demande	$Y=13.7*S - 2.12*S^2 - 0.15*S*DPR - 0.03*S*EBM$	$Y'=13.7- 4.24*S - 0.15*DPR - 0.03*EBM = 0$	$Y''=-4,24 < 0$	$S^*=3.2\%$
Externe	$Y=-51.4*S + 7.78*S^2 + 0.44*S*DPR - 0.2S*S*EBM$	$Y'=51+15.56*S+0.44*DPR- 0.2S*EBM = 0$	$Y''=15,56 > 0$	$S^*=3.3\%$
Offre	$Y=-51.8*S + 7.87*S^2 + 0.4*S*DPR - 0.24*S*EBM$	$Y'=-51.8+15.74*S + 0.4*DPR- 0.24*EBM = 0$	$Y''=15,74 > 0$	$S^*=3.3\%$
Modèle du PIB	$PIB=-44.6*S + 7.56*S^2 + 0.16*S*DPR - 0.58*S*EBM$	$PIB=-44.64+15.12*S + 0.16*DPR- 0.58*EBM = 0$	$PIB''=15 > 0$	$S^*=3,1\%$

Source: Par l'auteur à partir des estimations sous stata 13 via l'estimateur DOLS

Il ressort de cette évaluation que, pour une meilleure atténuation des chocs asymétriques permanents, il faudrait en moyenne réaliser un solde budgétaire de base de 3% en termes de déficit tolérable. De même, cette cible de 3% en termes de déficit tolérable est nécessaire pour stimuler la croissance économique au sein des pays de l'UEMOA. La cible de 3% du solde budgétaire de base en termes de déficit tolérable ainsi préconisée est proche de celle fixée dans le cadre de la surveillance multilatérale au sein de la CEDEAO (4%).

Eu égard à ce résultat, la norme du ratio ( $SBB \geq 0$ ) que préconisait le PCSCS est très contraignante et ne permettait pas aux pays de l'UEMOA de faire face de manière efficace aux chocs asymétriques. Ainsi, les nouvelles dispositions (confère acte additionnel N°01/2015/CM/UEMOA) du PCSCS qui fixe le ratio du solde budgétaire global, donc compris, rapporté au PIB nominal, à -3% (Solde budgétaire global  $\geq -3\%$ ) se justifie belle et bien.

La cible mise en évidence ne ferait sans doute pas l'unanimité et se prêtent certainement à des améliorations méthodologiques dont l'objectif est d'évaluer ce seuil optimal du solde budgétaire de base. Ainsi, malgré qu'une amélioration en termes méthodologique s'impose dans l'évaluation de ce seuil optimal, nos résultats ne sont pas moins solides. En outre, on pourrait dans une autre étude chercher à mettre en évidence le seuil optimal du solde budgétaire de base en utilisant la régression par quantile ou les effets de seuil avec transition lisse en panel.

## 5 CONCLUSION

Ce papier s'est fixé comme objectif de mesurer le seuil optimal du solde budgétaire global nécessaire à atténuer non seulement la composante permanente des chocs asymétriques mais aussi à stimuler l'activité économique au sein de l'UEMOA. En outre, il cherche à vérifier la pertinence du seuil du solde budgétaire global retenu dans le nouveau PCSCS. A la lumière de la littérature tant théorique qu'empirique, il se dégage que l'effet du PCSCS via son solde budgétaire de base sur l'atténuation des chocs asymétriques reste tributaire à un certain nombre de conditionnalités.

Pour la vérification de ce postulat, à partir de la théorie d'oscillateur de Samuelson, nous avons spécifié un modèle empirique; en recourant aux techniques de l'économétrie en panel non stationnaire. A cet effet, nous adoptons une approche polynomiale à laquelle nous associons les estimateurs PMG et DOLS.

Trois grands résultats ressortent de nos différentes régressions. En premier lieu, nos estimations montrent que le solde budgétaire de base est un instrument approprié pour la gestion de la composante permanente des chocs asymétriques. Il ressort de ces mêmes estimations qu'un niveau élevé d'épargne nationale améliore la capacité stabilisatrice des chocs asymétriques permanents d'offre par le solde budgétaire de base. Enfin pour une meilleure atténuation des différents chocs asymétriques et d'une stimulation de l'activité économique, il faudrait en moyenne réaliser un solde budgétaire de 3% en termes de déficit tolérable. Une telle cible de 3% du solde budgétaire global ainsi préconisée est bien conforme à la nouvelle norme retenue par les autorités de l'UEMOA.

## REFERENCES

- [1] BENASSY-QUERE A, COEURE.B, JACQUET. P, PISANI-FERRY. J. (2010), « Politique économique Ouvertures Economiques », De-boeck, 2eme Edition Pages 731;
- [2] MUNDELL, R. A. (1961), « A Theory of Optimum Currency Areas », American Economic Review, septembre 1961, N°51, pp.657-665.
- [3] DEDEHOUANOU S.F.A. (2009), « Asymmetric Shocks and Adjustment in West African Monetary Union », African Journal of Economic Policy, Vol.16, n°1, June 2009, p.105-145
- [4] DGTPE. (2015), « Quelle mobilité du travail pour l'Europe? », TRÉSOR-ÉCO – n° 143 – Février 2015/ pp 1-9
- [5] MUSCATELLI et TIRELLI, TRECROCI, C., (2004), « Fiscal and monetary policy interactions: Empirical evidence and optimal policy using a structural New Keynesian model », Journal of Macroeconomics, N°26, pp. 257-280. Monétaire: le cas de la BEAC », Economie et Gestion, LEA, Vol. 5, n° 2.
- [6] SARR Felwine et WADE Aïda, (2015), « Analyse dynamique de la convergence des chocs macroéconomiques et implications de politiques économiques dans la zone UEMOA », Revue d'Economie Théorique et Appliquée Volume 5 – Numéro 2 – Déc. 2015 pp 115-134
- [7] PERES R. (2008), « Thèmes d'actualité économiques, politiques et sociaux », Ed. Vuibert.
- [8] BARBIER-GAUCHARD A et VILLIEU P. (2003), « Quelle cible de déficit dans la zone euro? Les enseignements d'un modèle à deux pays », Revue économique, Vol. 54, n°3.
- [9] COULIBALY Mohamed. (2013), « Règles de politiques budgétaires dans l'uemoa: une évaluation empirique du critère limitant les déficits publics », African Economic Conférence/ Johannesburg, octobre 2013
- [10] ARTUS. P. (2011), « Les erreurs conceptuelles qui sont derrière les institutions de la Zone Euro », Flash Economique /Recherche économique N°47; Flash Janvier 2011 / 47. p2
- [11] HOUNGBEDI S. Honoré. (2016), « Coordination des politiques macroéconomiques et stabilisation des chocs asymétriques dans l'UEMOA », thèse de Doctorat PhD. Soutenue le 03 Février 2016. Sous le Label du NPTCI/ FASEG/ Université d'Abomey Calavi (UAC).
- [12] SCHALCK Christophe (2006), « Stabilisation budgétaire dans l'UEM: proposition d'un mécanisme automatique », Revue d'Economie Politique vol N° 116 N°6 PP 847- 869.
- [13] VILLIEU, P. (2003), « Pacte de stabilité, crédibilité du Policy-mix et coordination des politiques budgétaires en union monétaire », Revue Economique, 54 (1), pp. 25-46.
- [14] TAPSOBA S. Jules-Armand. (2009), « Union Monétaire en Afrique de l'Ouest: Quelles Réponses à l'Hétérogénéité des Chocs », CERDI/Document de travail de la série E 11;
- [15] DEDEHOUANOU S. Erick Abel. (2015), « Intégration économique, fréquence des chocs et partage international de risque en UEMOA », Revue d'Economie Théorique et Appliquée. Volume 5 – Numéro 1 – Juin 2015 pp 37-58
- [16] FMI (2013) « Union économique et monétaire ouest-africaine: rapport des services du FMI sur les politiques communes des pays membres » Rapport du FMI No. 13/92/Avril 2013

- [17] KYDLAND E. Finn et PRESCOTT EDWARD C. (1977), « Rules rather than discretion: the inconsistency of optimal plans », *Journal of Political Economy*, Volume 85, Issue 3 (Juin, 1977) PP, 473-492
- [18] SAMUELSON P. (1939), « Interactions between the Multiplier Analysis and the Principle of Acceleration », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 21 (2), pp. 75-78.
- [19] DRUMETZ F. et PFISTER. C. (2010), « Politique monétaire, Ouvertures Economiques ». De-Boeck ; 1ere Edition. PP 255 ;
- [20] Kébabdjian G. (2008) « Crédibilité de la politique monétaire et policy mix en Europe » Une proposition iconoclaste ; l'Université de Paris VIII, PP 1-19
- [21] BEETSMA R, Xavier DEBRUN and Franc KLAASSEN. (2001), « Is fiscal policy coordination in EMU desirable? », *Swedish Economic Policy Review* 8 (2001) 57-98
- [22] Muscatelli. V. A. et al., (2004) « Fiscal and monetary policy interactions: Empirical evidence and optimal policy using a structural New Keynesian Model » *Journal of Macroeconomics*, N°26,
- [23] LAMBERTINI, L. ET ROVELLI, R. (2003), « Monetary and Fiscal Policy Coordination and Macroeconomic Stabilization: A Theoretical Analysis », *Università di Bologna WP*, 464.
- [24] Gauchard B et Blot C. (2004) « Stabilization and fiscal policy coordination in heterogeneous monetary union » *Document de Travail LEO N°2004-26*
- [25] SCHALCK, Christophe (2007), « Coordination des Politiques Budgétaires dans une Union Monétaires Hétérogène: Modélisation et Application à l'UEM », *MPRA Paper No. 1435*, posted 07. November 2007
- [26] SALVADO Susana. (2009), « Coordination and Stabilization Gains of Fiscal Policy in a Monetary Union », *GEE Papers N° 13 Mars 2009*
- [27] AURAY S. et A. EYQUEM. (2009), « Chocs asymétriques et bien être en union monétaire avec marchés financiers incomplets », *Revue économique* 2009/3 (Vol. 60), pp 667 – 677
- [28] OROS, Cornel. (2008), « Macroeconomic Stabilization in a Heterogeneous Monetary Union: Some Insights into the Effects of Fiscal Policy Coordination », *Economics Bulletin* 5,P1-12.
- [29] Ondo Ossa Albert (2004), « Chocs asymétriques et ajustement au sein d'une zone monétaire: le cas de la BEAC », *Economie et Gestion*, LEA, Vol. 5, n° 2.
- [30] VALLES, J. (2004), « Comments on monetary and fiscal interactions in open economies », *Journal of Macroeconomics* (26), pp. 353-356.
- [31] IGUE Charlemagne Babatoundé. (2015), « Aide publique au développement, dépenses sociales et croissance pro-pauvre au Bénin », *Revue d'Economie Théorique et Appliquée*. Volume 5 – Numéro 2 – Déc. 2015 pp 97-114
- [32] PESARAN, M., (2004), « General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels », *Cambridge, Working Papers in Economics*, No 435, University of Cambridge.
- [33] WESTERLUND, J. et EDGERTON, D., (2007), « A Panel Bootstrap Cointegration Test », *Economics Letters*, 97, 185-190
- [34] PESARAN, H., SHIN, Y. et SMITH, R. (1999), « Pooled Mean Group Estimation and Dynamic Heterogeneous Panels », *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 94. N°446, pp. 621-634.
- [35] AROURI M. El H et RAULT C. (2010), « Les effets des fluctuations du prix du pétrole sur les marchés boursiers dans les pays du Golfe », *LEA, CNRS-UMR/Hal.archives-ouvertes.fr*
- [36] KAO, C. ET CHIANG, M. (2001), « On the Estimation and Inference of a Cointegrated in Panel Data », *Advances in Econometrics*, Vol. 15, pp. 179-222
- [37] OUEDRAOGO Seydou. (2012), « Concentration bancaire, profitabilité et développement financier bancaires dans l'UEMOA », *Revue Economique et Monétaire BCEAO N° 12 - décembre 2012*
- [38] KEHO Yaya (2012), « Le rôle des facteurs institutionnels dans le développement financier et économique des pays de l'UEMOA », *Revue Economique et Monétaire / BCEAO N° 12 – Décembre 2012* pp 9-44.
- [39] GNIMASSOUN Blaise. (2012), « Taux de change et mésalignements du franc CFA avant et après l'introduction de l'euro », *Document de Travail Working Paper 2012-03 / Economix-CNRS, Université Paris Ouest – Nanterre*; pp.1-38
- [40] MUNDELL, R. (1973), « A Plan for a European Currency », In: Johnson, H. G. – Swoboda, A. K.: *The Economics of Common Currencies*, Allen and Unwin, pp.143-172.

ANNEXES

**ANNEXE N°1 : MÉTHODE D'EXTRACTION DES CHOCS ASYMETRIQUE À PARTIR DES MODÈLES À FACTEUR DYNAMIQUE (MFD)**

Dans le cadre de ce papier, nous avons recouru à l'extraction des chocs asymétriques (CA) via un modèle à facteur dynamique (MFD) exact auquel, l'on applique la modélisation Espace-Etat. Cette approche permet à l'aide du filtre de Kalman de pouvoir décomposer une série (ou tout choc) en deux composantes (une commune et l'autre spécifique au pays). L'extraction de la composante spécifique des séries (ou des chocs), communément désignées par facteurs (ou chocs) asymétriques est la variable d'intérêt de cette étude. Par la suite, nous procédons à une décomposition des chocs asymétriques ainsi extraits en une composante transitoire et permanente par l'usage du filtre de Hodrick-Prescott.

**Modélisation**

Les MFD reposent sur l'idée selon laquelle, les « co-mouvements » des différentes séries peuvent être résumés par le comportement dynamique d'un petit nombre de variables latentes, appelées facteurs communs. Pour les objectifs de cette étude, nous adoptons le MFD exact ou strict (dans lequel le nombre de variables à inclure dans l'analyse est < 7). Tout MFD suppose que le vecteur de variable (Y) peut être décomposé en deux composantes (F, le facteur commun et S, le facteur idiosyncratique).

$$Y_{it} = F_{it} + S_{it} \quad (1)$$

Une telle spécification, admet une représentation sous la forme d'un modèle espace-état.

Après l'estimation du nombre de facteurs par les ACP (analyse en composante principale), cette série ainsi générée de l'équation N°01 est transformée sous la forme compilée, voire, en série temporelle. Dès cet instant, le MFD sous la forme espace-état s'écrit de la forme suivante:

$$Y_t = \lambda_t F_t + \beta S_t \quad (2)$$

$$F_t = A_t F_{t-1} + B \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\text{Avec. } V(\beta S_t) = \varphi \dots V(\eta_t) = V(B \varepsilon_t) = \Sigma_{\eta}$$

En inversant le processus VAR de l'équation 3 ; puis remplacé dans l'équation 2, nous obtenons l'expression ci-après :

$$Y_t = D(L) \varepsilon_t + \beta S_t \quad (4)$$

Avec:

$$D(L) = \lambda(I - AL)^{-1} B \quad (5)$$

Pour l'estimation de l'équation 4, nous supposons que le nombre de facteurs statiques (r) soit égal à celui du facteur dynamique (q) commun.

Dans ce système d'équations, les facteurs F sont auto-corrélés et les variables Y (taux d'intérêt directeur de la BCEAO ; solde budgétaire de base ; consommation finale/ PIB ; PIB et du taux de change réel ; ces variables sont prises en niveau à l'étape de l'analyse du MFD) stationnaires et ensuite normalisées peuvent être affectées par les valeurs retardées de Ft. La normalisation permet de réduire l'hétéroscédasticité des données [stabiliser leur variance : variable normalisée = (variable-sa moyenne)/écart type].

De même, (St) est la composante idiosyncratique de Yt supposé être non corrélé pour i=1.....N ; avec Ft et avec ses propres innovations (de Ft). Le facteur commun ou vecteur d'état (Ft) est supposé engendré par un petit nombre (q) tel que q << N ; (q indique le nombre de facteurs dynamiques, r nombre de facteurs statiques ; et N celui des variables). Où  $\varepsilon_t$  est un bruit blanc indiquant le vecteur des chocs structurels commun par la matrice B avec B(rxq) de rang q tel que  $q \leq r$ .  $\lambda$  est la matrice de mesure ou du facteur commun de dimension Nxr. Dans cette équation, A indique la matrice de transition de dimension NxT décrivant l'évolution du facteur latent (F) dans le temps. L'équation 2, est une équation de mesure décomposant chaque variable (macroéconomique du VAR) en composante inobservable commune d'une part et en perturbation idiosyncratique ou choc asymétrique d'autre part. Enfin, l'équation 3, celle d'une équation d'état permet de modéliser les dynamiques autorégressives de la composante commune (F) et celle de leurs innovations ( $\varepsilon_t$ ). Dans la pratique, on suppose que le système

est invariant au cours du temps. Autrement dit, les paramètres à estimer ( $\lambda$ ,  $\beta$ , A et B) sont constants. De même, on fait l'hypothèse selon laquelle pour tout  $t = t', E(S_t \varepsilon_t') = 0$ ; avec  $S_t$  et  $\varepsilon_t$  représentent l'erreur de mesure et d'état.

### Méthode d'estimation

Sous les hypothèses sur-citées, le MFD exact peut être estimé par la maximisation de la vraisemblance dans le domaine temporel. Ainsi, l'estimateur du Maximum de Vraisemblance, est calculé en mettant tout d'abord l'équation 2 sous une forme espace-état, puis en y associant le filtre récursif; celui de kalman. Le filtre de Kalman permet d'estimer les équations 02 et 3 en deux temps:

(a)-l'estimation des variables cachées;

(b)-l'estimation des paramètres du modèle (Esso, 2008). Par ailleurs, le recours au filtre de Kalman est de pouvoir extraire les composantes communes et idiosyncratiques des chocs, tous deux inobservables.

De manière pratique, nous nous inspirons de la stratégie d'estimation en plusieurs étapes proposées par Ref. [41] (Si l'on note par  $\theta = (\lambda, \beta, A \text{ et } B)$  les paramètres du modèle à estimer, cette méthode comprend les étapes suivantes :

(i)-La matrice  $\lambda$  de l'équation 2 est d'abord estimée par l'analyse en composante principale sur l'échantillon en donnée de panel. On calcule aussi une estimation préliminaire du facteur à chaque date; laquelle est utilisée pour obtenir une estimation des paramètres de l'équation 3. La matrice B est estimée par ACP sur les résidus estimés.

(ii)-Le facteur ainsi extrait est ensuite estimé sur toute la période en recourant au filtre de Kalman. Après l'estimation du modèle espace-état jadis défini, nous utilisons le coefficient de pondération associé à chaque variable lequel est issu de l'analyse factorielle, pour définir sa contribution au choc idiosyncratique extrait de l'équation de mesure (Equation 2).

(iii)-Enfin, dès lors que les différentes composantes asymétriques des chocs (demande, d'offre et externe), seraient extraites ; ces derniers seraient soumis à une décomposition en une tendance permanente et transitoire ; ceci par l'usage du filtre de Hodrick-Prescott.

**Tableau N°1 : Résultats du test de stationnarité en Panel**

Variables	Test de Pesaran (2004)	Observations
Choc asymétrique permanent de Demande	9.10(1.000)	Non Stationnaire
Choc asymétrique permanent d'Offre	7.56(1.000)	Non Stationnaire
Choc asymétrique permanent Externe	2.75(0.040)	Stationnaire
IDE	-1.48(0.068)	Non Stationnaire
Elasticité des Biens Importés	-6.45(0.000)**	Stationnaire
Inflation	-5.90(0.002)**	Stationnaire
Terme de l'échange	-3.24(0.162)	Non Stationnaire
Solde Budgétaire de base	-1.30(0.095)	Non Stationnaire
Degré de partage du risqué	-0.08(0.466)	Non Stationnaire

Source : Estimation de l'auteur sur Stata 13

Les valeurs entre parenthèses sont les p-values associés à chaque statistique.

\*\* Indique la significativité au seuil de 5%. (C'est le modèle avec constante et tendance qui a été retenu)

Si p-value < 0.05 % accepte hypothèse H0 (toutes les séries sont stationnaires).

Le test de Ref. [32] repose sur l'hypothèse dépendance inter-individuelle (corrélations entre les résidus des différents individus du panel). De ce test, il ressort que toutes les variables sont non stationnaires à l'exception de l'inflation du choc asymétrique permanent externe et de l'élasticité des biens importés. Il est à faire remarquer que la non stationnarité de nos variables d'intérêt (chocs asymétriques permanents d'offre et de demande), même si elles violent les hypothèses de base sous-jacentes à l'obtention d'estimateurs convergents (les estimateurs classiques: MCO, MCG.....etc), donne néanmoins des estimateurs robustes dès qu'on utilise l'approche du PMG [37]. D'où ressort l'intérêt des techniques des données de panel non stationnaires. Ceci nous permet de vérifier l'existence qu'une relation de cointégration entre elles par l'approche de [33]. Ce test de cointégration postule qu'on teste H0 (d'absence de cointégration) contre H1 (présence de cointégration). Il permet de tenir compte des éventuelles interdépendances entre les pays et identifie lequel des pays du panel est source de rejet de l'hypothèse nulle (d'absence d'existence d'une relation de cointégration pour tous les pays du panel). De même, il permet de recourir à la technique de bootstrap qui a pour avantage majeur de réduire de manière très importante les distorsions de taille par rapport à l'utilisation de la distribution asymptotique (la loi normale), en générant des valeurs critiques spécifiques aux

caractéristiques du panel de pays. Ainsi, la mise en évidence de la relation de cointégration entre le CAP (demande, externe et offre) et chacune de ses variables explicatives, deux à deux, est consignée dans le tableau ci-après.

**Tableau N°2: Test de Cointegration en Panel de [33]**

choc asymétrique permanent	Stat (Robust P-Value)	SBB	DAC	EBM	DPR	TE	INF	IDE
<b>de demande</b>	Gt	0.085	0.000	0.000	0.000	0.37	0.003	-----
	Ga	0.09	0.000	0.002	0.210	0.055	0.000	-----
	Pt	0.000	0.000	0.000	0.009	0.025	0.000	-----
	Pa	0.001	0.000	0.005	0.086	0.075	0.005	-----
	% de validation	100%	100%	100%	75%	75%	100%	-----
<b>Externe</b>	Gt	0.000	0.000	0.000	0.000	0.24	0.000	-----
	Ga	0.001	0.13	0.000	0.14	0.06	0.001	-----
	Pt	0.000	0.000	0.000	0.000	0.04	0.000	-----
	Pa	0.000	0.005	0.000	0.003	0.01	0.000	-----
	% de validation	100%	75%	100%	75%	75%	100%	-----
<b>d'Offre</b>	Gt	0.000	0.000	0.000	0.000	-----	-----	0.53
	Ga	0.095	0.004	0.001	0.021	-----	-----	0.000
	Pt	0.12	0.000	0.000	0.000	-----	-----	0.000
	Pa	0.005	0.005	0.005	0.086	-----	-----	0.005
	% de validation	75%	100%	100%	100%	-----	-----	75%

Source: Par l'auteur à partir des résultats d'estimation sous stata 13.

**Note:** le retard optimal est obtenu par le critère de Bartlett kernel qui repose sur la formule ci-après:  $L^* = 4(T/100)^{2/9}$ ; Avec  $T=217$ (dimension panel 31x7), on a  $L^*=4.75 \approx 5$  par excès. De même, la valeur du bootstraps pour obtenir le p-value robuste est fixé à 200. On rejette  $H_0$  si p-value (robuste) est  $> 0.1$  au seuil de 10 %.

D'après ces résultats, sur trois (03) statistiques sur quatre (04), l'on rejette  $H_0$  au seuil de 10 %.

**CONCLUSION:**

Il existe sur le plan statistique, une relation de cointégration entre les différentes composantes de chocs asymétriques et leurs variables explicatives.