

REVUE ECONOMIQUE ET MONETAIRE

N° 15 - JUIN 2014



BCEAO
BANQUE CENTRALE DES ETATS
DE L'AFRIQUE DE L'OUEST



BCEAO

BANQUE CENTRALE DES ETATS
DE L'AFRIQUE DE L'OUEST

Siège - Avenue Abdoulaye FADIGA
BP : 3108 - DAKAR (Sénégal)
Tél. : +221 33 839 05 00
Télécopie : +221 33 823 93 35
Site internet : <http://www.bceao.int>

Directeur de Publication

Clément ADOBY

*Directeur des Etudes
et de la Recherche*

Email : courrier.zder@bceao.int

Impression :

Imprimerie de la BCEAO
BP : 3108 - DAKAR

REVUE ECONOMIQUE ET MONETAIRE

N°15 - juin 2014



BCEAO
BANQUE CENTRALE DES ETATS
DE L'AFRIQUE DE L'OUEST

Les opinions exprimées dans cette revue sont publiées sous la responsabilité exclusive de leurs auteurs et ne constituent, en aucun cas, la position officielle de la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO).

La reproduction intégrale ou partielle des articles ne peut être faite qu'avec l'autorisation préalable des auteurs. Les demandes sont adressées à la BCEAO à qui une copie du document contenant les articles reproduits sera remise.

Toutefois, sont autorisées les reproductions destinées à un usage strictement personnel et privé ou les analyses et courtes citations justifiées par le caractère scientifique ou d'information de l'œuvre dans laquelle elles sont incorporées, à condition d'en mentionner la source.

© 2014 - Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO)

Avenue Abdoulaye Fadiga BP 3108 Dakar Sénégal

ISSN 08505640

SOMMAIRE

AVANT-PROPOS	5
LA BALANCE DES PAIEMENTS EST-ELLE UNE CONTRAINTE A LA CROISSANCE ECONOMIQUE DES PAYS DE L'UEMOA ?	7
L'HYPOTHESE DES DEFICITS JUMEAUX : UNE EVALUATION EMPIRIQUE APPLIQUEE AUX PAYS DE L'UEMOA	47
L'IMPACT DE LA SITUATION DES PAYS DU GROUPE BRICS SUR LES ECONOMIES DE L'UNION.....	87
NOTE AUX AUTEURS	103

AVANT-PROPOS

La Revue Economique et Monétaire (REM) est une revue scientifique éditée et publiée par la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO), dans le cadre de ses actions destinées à promouvoir la recherche au sein de l'Institut d'émission et dans les Etats membres de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA). Cette revue a pour vocation de constituer un support de référence pour les publications des universitaires et chercheurs de l'UEMOA, mais aussi pour les travaux de recherche qui s'intéressent aux économies en développement en général et à celles de l'Union en particulier.

Ce quinzième numéro de la Revue comprend deux (2) articles intitulés « La Balance des Paiements est-elle une Contrainte à la Croissance Economique des Pays de l'UEMOA ? » et « L'hypothèse des déficits jumeaux : une évaluation empirique appliquée aux pays de l'UEMOA » ainsi qu'une note relative à l'impact de la conjoncture économique des pays du groupe BRICS (Brésil, Russie, Inde, Chine et Afrique du Sud) sur les pays de l'UEMOA.

Le premier article vérifie si les économies de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA) sont soumises à une contrainte liée à l'équilibre de leur compte courant de la balance des paiements dans la perspective théorique développée par Thirlwall (1979). L'auteur estime les élasticités-revenu des importations et les taux de croissance dérivés du modèle de Thirlwall et compare ces derniers aux taux de croissance observés. Les résultats permettent de constater que les taux sont en deçà de ceux prédits par la loi de Thirlwall. De plus, à l'exception du Sénégal, il ne peut être établi de lien significatif entre les deux séries.

Le deuxième article évalue la relation de cause à effet entre les déficits budgétaires et extérieurs chroniques observés dans les pays de l'UEMOA à la lumière de la théorie des déficits jumeaux. A cet égard, l'auteur utilise la méthode de cointégration aux bornes, développée par Pesaran et alii (2001) dans le cadre de la modélisation ARDL, suivie d'un test de causalité. Les résultats montrent qu'il y a une relation causale de long terme allant du déficit budgétaire à celui du compte courant au Sénégal et au Togo. Pour le Burkina Faso et la Côte d'Ivoire, c'est plutôt le solde du compte courant qui « cause » le déficit budgétaire à long terme, tandis qu'au Bénin et au Mali, la relation est bidirectionnelle. Pour le Niger, les résultats montrent qu'il n'y a aucun lien entre les deux déficits quel que soit l'horizon temporel considéré.

La note d'information analyse l'impact de la conjoncture économique dans les pays du groupe BRICS sur les économies des Etats membres de l'UEMOA. Elle montre que les échanges commerciaux entre les deux parties sont mutuellement avantageux. Les BRICS bénéficient de matières premières pour leur production ainsi que de nouveaux marchés pour leurs produits manufacturés, tandis que les pays de l'Union bénéficient

des investissements directs étrangers (IDE) provenant des BRICS et du transfert de technologie. L'impact d'un ralentissement de la croissance économique des pays du groupe BRICS sur les économies de l'Union est relativement faible.

Au total, ce quinzième numéro de la REM est recommandé aux lecteurs intéressés par les questions relatives à l'équilibre du compte courant et aux échanges extérieurs.

LA BALANCE DES PAIEMENTS EST-ELLE UNE CONTRAINTE A LA CROISSANCE ECONOMIQUE DES PAYS DE L'UEMOA ?

Mahamadou DIARRA*

Résumé

L'objectif de la présente étude est de vérifier si les économies de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA) sont soumises à une contrainte liée à l'équilibre de leur compte courant de la balance des paiements dans la perspective théorique initialement développée par Thirlwall (1979). Selon le modèle de Thirlwall (1979), à long terme, le rythme de croissance de l'économie domestique compatible avec l'équilibre du compte courant ne peut excéder le rapport entre le rythme de croissance des exportations et l'élasticité-revenu de la demande nationale d'importation. Pour atteindre l'objectif affiché, les élasticités-revenu des importations sont d'abord estimées, les taux de croissance prédits par le modèle sont ensuite calculés et sont comparés enfin aux taux de croissance observés. Les résultats permettent de constater que ces derniers sont en deçà de ceux prédits par la loi. De plus, à l'exception du Sénégal, on ne peut établir de lien significatif entre les deux séries. Ce résultat implique que l'accumulation de capacités de production en termes de capital et de travail dans ces pays n'est pas contrainte par l'évolution de la demande extérieure. Il suggère que les décideurs doivent mettre l'accent sur les politiques qui permettent de renforcer, sinon de construire, un tissu économique bien structuré capable de répondre à la demande intérieure et extérieure.

INFORMATIONS SUR L'ARTICLE

Historique de l'article : Soumis le 10 avril 2013.

Reçu en première version révisée le 9 septembre 2013.

Reçu en deuxième version révisée le 16 décembre 2013.

Reçu en troisième version révisée le 31 janvier 2014.

Accepté le 8 mai 2014.

Classification JEL : C32, F14, F43, E12.

Mots clés : Croissance économique, balance des paiements, Loi de Thirlwall, test de cointégration aux bornes, UEMOA.

Abstract

The present study aims to verify whether the balance-of-payments constrained growth approach is suitable for explaining the West African Economic and Monetary Union (WAEMU) countries' growth performance in the theoretical perspective originally developed by Thirlwall (1979). According to the model of Thirlwall (1979), on the long run, the growth rate of the domestic economy consistent with the equilibrium of the current account cannot exceed the ratio of the rate of growth of exports and the

income elasticity of the national imports. For that, the income elasticities of imports are first estimated; the growth rates predicted by the model are then calculated and finally compared to the growth rates achieved by these economies. The results show that the growth rates achieved are below those predicted by the law. In addition, with the exception of Senegal, one cannot establish a significant link between the two series. This result implies that the accumulation of production capacities in terms of capital and labor in these countries is not constrained by the evolution of external demand. It suggests that policy makers should focus on policies that strengthen or build well-structured economies which can meet domestic and foreign demand.

ARTICLE INFORMATIONS

Article history : Submitted April 10, 2013.

Received in first revised form September 9, 2013.

Received in second revised form December 16, 2013.

Received in third revised form January 31, 2014.

Accepted May 8, 2014.

JEL Classification : C32, F14, F43, E12.

Keywords : Economic Growth, balance of payments, Thirlwall's Law, Bound-test to cointegration, WAEMU.

* UFR-SEG/Université de Koudougou (Burkina Faso)

Mail : diarramahamadou2000@yahoo.fr / diarraahamed@gmail.com

INTRODUCTION

Dans la littérature économique, l'un des thèmes les plus largement discutés est celui relatif aux déterminants de la croissance économique. Sur le plan théorique, les modèles orthodoxes (modèles néoclassiques, modèles de croissance endogène) mettent en exergue la disponibilité et la qualité des facteurs de production comme étant les variables explicatives du différentiel de croissance entre nations. Cependant, pour les théories post-keynésiennes de la croissance économique, l'accumulation de capacités de production en termes de capital et de travail est influencée par la demande de sorte que l'output potentiel est, dans une certaine mesure, déterminé par la demande (Setterfield, 2003). Dans cette tradition de la croissance tirée par la demande, plusieurs auteurs mettent en avant la demande étrangère comme facteur déterminant de la croissance économique. La théorie de la croissance économique contrainte par la balance des paiements procède de cette logique. En effet, selon Thirlwall (1979), comme le taux de change réel est constant ou varie peu à long terme et que l'équilibre extérieur doit être réalisé à long terme, il y a un lien étroit entre le taux de croissance de l'output et le rapport entre le taux de croissance des exportations et l'élasticité-revenu de la demande nationale d'importation. Ce résultat est connu sous le nom de loi de Thirlwall.

Dans les faits, le succès relatif de la stratégie de développement axée sur la promotion des exportations de certains pays de l'Asie (Hong-Kong, Corée du Sud, Singapour et Taiwan) a remis au goût du jour le rôle important de la demande globale pour la croissance économique à long terme. En effet, le recul des stratégies de développement autocentré et de substitution aux importations, d'une part, et le succès des pays ayant fondé leur stratégie sur les exportations, d'autre part, ont conduit de nombreux économistes à s'intéresser au rôle de la demande extérieure dans le processus de développement économique (Bleker, 2009).

Au cours des deux dernières décennies, la problématique de croissance économique est revenue au premier plan dans l'agenda des décideurs des pays en développement après des années d'ajustement macroéconomique. Pour les pays de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA)¹, la période post-ajustement se caractérisait par la persistance d'une situation économique morose, liée notamment à une décélération de la croissance, à une évolution démographique rapide, à une faiblesse des investissements, à une spécialisation assise sur des produits primaires dont les cours mondiaux demeuraient instables (Cf. le Programme Economique Régional de l'UEMOA).

1- L'UEMOA est une organisation sous-régionale créée en 1994 et regroupant 8 pays de l'Afrique de l'Ouest (Bénin, Burkina Faso, Côte d'Ivoire, Guinée-Bissau, Mali, Niger, Sénégal et Togo) ayant en commun l'usage du Franc CFA. L'organisation se donne pour objectif de promouvoir l'intégration économique de ses Etats membres, par le biais d'un marché ouvert et concurrentiel et la mise en place d'un cadre juridique harmonisé et rationalisé. Cette Union économique et monétaire couvre une aire géographique de 3.509. 600 km² sur laquelle vit une population estimée en 2011 à 80.340.000 d'habitants.

C'est pour relever le défi lié à la pauvreté grandissante que des politiques de réduction de la pauvreté ont été adoptées dans la plupart de ces pays à partir des années 2000 (Bénin, Burkina Faso, Mali, Niger, Sénégal). Au niveau régional, le Programme Economique Régional (PER) a été adopté en 2004 et mis en œuvre à partir de 2006. Dans le cadre de la Communauté Economique des Etats de l'Afrique de l'Ouest (CEDEAO), une Stratégie Régionale de Réduction de la Pauvreté en Afrique de l'Ouest a été adoptée en 2006. Toutes ces politiques ont pour objectif commun d'accélérer la croissance en vue de réduire la pauvreté.

Cependant, après une décennie de mise en œuvre de ces politiques, force est de constater que la situation n'est guère reluisante. En particulier, le taux de croissance annuel moyen de la Zone n'a jamais atteint 5% sur la décennie 2001-2010. Selon les statistiques de la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO), le taux de croissance annuel moyen de l'Union a été de 2,8% environ. Cette faiblesse de la croissance est observée dans tous les pays de l'Union. Le taux de croissance moyen le plus élevé qui est réalisé par le Burkina Faso est de 5,2% sur la même période. Ce taux est largement inférieur au taux de 7% qui permettrait, selon la Banque Mondiale, de réaliser les Objectifs du Millénaire pour le Développement (OMD). Ces taux de croissance modérés sont réalisés dans un contexte où ces économies enregistrent également des déficits extérieurs chroniques importants. En effet, à l'exception de la Côte d'Ivoire et du Togo, ces économies enregistrent des déficits courants extérieurs souvent très élevés et structurels. De 2007 à 2011, le déficit courant hors dons de l'ensemble de l'UEMOA est de 6,7% du PIB (Rapport sur la surveillance multilatérale de la Commission de l'UEMOA, 2012).

Dans ce contexte de croissance morose des économies de l'UEMOA marqué par des crises à répétition qui frappent les pays développés, principaux partenaires de l'Union, des interrogations se font de plus en plus pressantes sur les facteurs qui peuvent permettre d'accélérer la croissance économique en la portant à des taux de 7% au moins. En particulier, la problématique d'une croissance de ces économies tirée (ou contrainte) par la demande extérieure devient pertinente. A cet égard, on peut se poser la question de savoir si l'équilibre du compte courant de la balance des paiements ne constitue pas une contrainte majeure à la croissance économique de ces pays dans la perspective théorique de Thirlwall (1979).

Du point de vue théorique, la loi de Thirlwall présente d'importants enjeux pour les petites économies fortement ouvertes comme celles de l'UEMOA². En effet, comme toute économie, les exportations sont fondamentales pour ces pays dans la mesure où

2- Pour ces économies, la part des importations dans le PIB est élevée et celle des exportations est en général très faible comparativement aux pays industrialisés. Sur la période allant de 1960 à 2005, le ratio moyen des importations sur le PIB du Togo par exemple est de 42,45%, tandis que celui des exportations est de 41,31 %, avec un degré d'ouverture de 41,88%. Pour le Sénégal, ces paramètres sont de 36,32%, 28,46% et de 32,39% respectivement sur la période de 1960 à 2006.

elles génèrent non seulement des emplois, mais également des devises nécessaires au financement des importations ; notamment l'importation des équipements nécessaires à la croissance. De plus, pour ces petites économies ouvertes, spécialisées dans la production et l'exportation de produits bruts, la contrainte extérieure sur la croissance économique peut être très forte. En effet, l'augmentation du revenu national génère une augmentation continue des importations. Les exportations stagnent par contre, compte tenu de leur nature primaire et de l'évolution lente, voire stagnante, de leur demande mondiale (rapport CNUCED, 2004). En théorie, cette situation n'est pas soutenable à long terme puisqu'on aboutit inéluctablement à un endettement extérieur insoutenable. C'est dans ces conditions que l'hypothèse d'une croissance économique contrainte par l'équilibre de la balance des paiements est avancée. Autrement dit, nous admettons que l'équilibre et la soutenabilité à long terme de la balance des paiements imposent une borne supérieure au taux de croissance des économies de l'UEMOA, borne qui est égale au rapport entre le taux de croissance des exportations et l'élasticité-revenu de la demande nationale d'importation.

Au regard de cette hypothèse, l'objectif général de l'étude est de contribuer à identifier les déterminants de la croissance économique des économies de l'UEMOA en ayant un regard particulier sur le rôle des facteurs liés à la demande extérieure. De façon spécifique, il s'agit de vérifier, en utilisant les données annuelles de six pays de l'UEMOA (Bénin, Burkina Faso, Côte-d'Ivoire, Mali, Sénégal et Togo), la validité de la théorie de la croissance économique contrainte par la balance des paiements, en suivant la logique de Thirlwall (1979).

Le reste de l'étude est organisé en trois sections. La première section présente la théorie de la croissance contrainte par la balance des paiements. Les travaux empiriques sur le thème font l'objet de la deuxième section. La troisième section présente l'analyse empirique et la dernière conclut.

I - LE CADRE THEORIQUE : LA THEORIE DE CROISSANCE ECONOMIQUE CONTRAINTE PAR LA BALANCE DES PAIEMENTS

Le succès des pays ayant fondé leur stratégie de développement sur la promotion des exportations a conduit de nombreux économistes à s'intéresser au rôle de la demande étrangère dans le processus de croissance économique (Bleker, 2009). Dans cette logique, l'ajustement de la balance des paiements, le concept de la soutenabilité du compte courant, la croissance économique tirée par les exportations ou contrainte par l'équilibre de la balance des paiements constituent les points d'ancrage du débat.

Initié par Harrod (1933) à travers le concept de multiplicateur dynamique du commerce extérieur, la théorie de la croissance économique contrainte par la balance des paiements s'inscrit dans une tradition postkeynésienne qui cherche à expliquer la croissance par des facteurs liés à la demande extérieure. Dans cette tradition, le modèle de Thirlwall (1979) est devenu une référence. Ce modèle a été largement discuté et approfondi. Nous présentons d'abord le modèle originel de Thirlwall (1979) avant de voir ses prolongements et ses approfondissements.

1.1. Le modèle canonique de Thirlwall

Le modèle simple proposé par Thirlwall (1979) tire ses sources du modèle de multiplicateur du commerce extérieur de Harrod (1933). Le premier n'est qu'une traduction dynamique du second. Le modèle canonique de Thirlwall s'appuie sur trois équations relatives au commerce extérieur : la fonction de demande nationale d'importation, la fonction d'offre d'exportation et l'équation d'équilibre extérieur. De façon analytique, le modèle est développé comme indiqué ci-dessous.

La fonction de demande nationale d'importation est donnée par :

$$M = \left(\frac{EP_f}{P_d} \right)^\psi Y^\pi \quad (1)$$

Avec M représentant la demande nationale d'importation en volume, Y le revenu réel national, E le taux de change nominal coté à l'incertain, P_f le prix étranger, P_d le prix domestique, ψ l'élasticité-prix de la demande nationale d'importation et π l'élasticité-revenu de cette demande.

En exprimant l'équation (1) sous forme de taux de croissance, on obtient :

$$m = \psi(e + p_f - p_d) + \pi y \quad (2)$$

De même, la fonction d'offre d'exportations du pays est définie comme suit :

$$X = \left(\frac{P_d}{EP_f} \right)^\eta Z^\varepsilon \quad (3)$$

Avec X l'offre nationale d'exportation en volume, Z le revenu réel des partenaires commerciaux, η l'élasticité-prix des exportations et ε l'élasticité-revenu de l'offre nationale d'exportation.

En exprimant également (3) en termes de taux de croissance on obtient :

$$x = \eta(p_d - e - p_f) + \varepsilon z \quad (4)$$

Enfin, l'équilibre extérieur exige que :

$$P_d X = E P_f M \quad (5)$$

Soit en taux de croissance :

$$x + p_d = m + p_f + e \quad (6)$$

La résolution du système formé par les équations (2), (4) et (6) donne :

$$y_b = \frac{(1 + \eta + \psi)(p_d - p_f - e)}{\pi} + \frac{\varepsilon}{\pi} z \quad (7)$$

Selon l'équation (7), le taux de croissance de l'économie domestique dépend de quatre facteurs : des conditions de Marshall-Lerner $(1 + \eta + \psi)$, de l'évolution des prix relatifs (le taux de change réel), de l'élasticité-revenu de la demande nationale d'importation, de l'élasticité-revenu de l'offre nationale d'exportation et du taux de croissance économique des partenaires commerciaux.

- **Les conditions de Marshall-Lerner**

Selon l'équation (7), le taux de croissance de l'économie locale qui équilibre le compte courant dépend des élasticités-prix de la demande nationale d'importation et de l'offre nationale d'exportation, c'est-à-dire des conditions de Marshall-Lerner $(1 + \eta + \psi)$ et de l'évolution du taux de change réel $(p_d - p_f - e)$. En effet, si les conditions de Marshall-Lerner sont vérifiées, c'est-à-dire si $|\eta + \psi| > 1$ et donc $(1 + \eta + \psi) < 0$, une dépréciation réelle contribue positivement à la croissance de l'économie locale, tandis qu'une appréciation réelle la réduit.

De plus, selon l'équation (7), si l'hypothèse de la parité des pouvoirs d'achat est vérifiée, c'est-à-dire si le taux de change réel est constant à long terme ($\gamma = 0$), les prix relatifs du commerce extérieur n'ont pas d'incidence significative sur la croissance économique. Cette hypothèse est cruciale pour la littérature couvrant le thème.

- **L'élasticité-revenu de la demande nationale d'importation (π)**

L'équation (7) indique qu'une forte élasticité des importations par rapport au revenu réduit le taux de croissance qui équilibre la balance des paiements de l'économie.

Le coefficient π représente, en effet, le contenu de la croissance économique locale qui « fuit » vers le reste du monde.

- **L'élasticité-revenu de l'offre nationale d'exportation (e) :**

Une forte élasticité des exportations du pays par rapport au revenu du reste du monde favorise la croissance économique du pays, notamment si les partenaires commerciaux enregistrent des taux de croissance élevés.

- **Le taux de croissance économique des partenaires commerciaux**

Un taux de croissance élevé des pays partenaires favorise les exportations de l'économie domestique et cela contribue positivement à sa croissance.

Si l'hypothèse de la parité des pouvoirs d'achat est vérifiée, le prix relatif du commerce extérieur est constant à long terme. Dans ce cas, les ajustements de la balance des paiements s'opèrent à travers les quantités³ et l'équation (7) devient :

$$y_b = \frac{\varepsilon}{\pi} z \quad (8)$$

Or, selon l'équation (4), si $\eta(p_d - p_f - e) = 0$, alors on a $x = \varepsilon z$; et donc (8) devient :

$$y_b = \frac{x}{\pi} \quad (9)$$

Ainsi, l'équation (9) indique qu'à long terme le taux de croissance de l'économie domestique est conditionné par le rapport entre le taux de croissance de ses exportations et l'élasticité-revenu de la demande nationale d'importation. C'est à partir de cette équation que Thirlwall (1979) tire la conclusion suivante : pour la plupart des pays, la contrainte majeure sur la croissance économique pourrait être l'équilibre de la balance des paiements, car elle définit la limite à la croissance de la demande à laquelle l'offre peut s'adapter.

L'équation (9) permet de prédire les faits suivants :

- A élasticité d'importation donnée, les pays qui ont des taux de croissance des exportations élevés enregistrent des marges importantes en termes de croissance économique ;

3- En effet, deux raisons complémentaires expliquent cela : pour les pays développés c'est plutôt la compétitivité-hors prix qui est de mise et non la compétitivité-prix. Pour les pays en développement les élasticités-prix des produits primaires sont relativement très faibles (Felipe et alii, 2009).

- A taux de croissance des exportations donné, les pays qui dépendent fortement de l'extérieur par leur demande subissent des contraintes de croissance importantes et enregistrent des taux de croissance plus faibles ;
- A court terme, un taux de croissance inférieur à y_b se traduit par des excédents commerciaux ; à contrario, si un pays connaît un taux de croissance supérieur à y_b , cela s'accompagne inéluctablement d'une accumulation de déficits extérieurs financés par les partenaires commerciaux.

La dernière prédiction suggère dès lors des voies d'approfondissement du modèle canonique pour prendre en compte les échanges de capitaux entre économies partenaires, échanges qui peuvent permettre d'alléger la contrainte extérieure à court terme. Les approfondissements vont consister à intégrer les flux de capitaux ainsi que le service de la dette dans le modèle initial.

1.2. Les approfondissements du modèle de base

Le modèle canonique de Thirlwall a fait l'objet de plusieurs tests empiriques qui ont abouti à des résultats plus ou moins solides. En général, il ressort des travaux empiriques que la loi de Thirlwall est vérifiée pour la plupart des pays développés. Pour les pays en développement cependant, les résultats sont souvent mitigés. Cela a suscité ses reformulations. Ainsi, selon Thirlwall et Hussain (1982), les pays en développement bénéficient d'importants flux financiers qui leur permettent d'assouplir la contrainte de la balance des paiements. A cet égard, l'équation (6) qui traduit l'équilibre de la balance des paiements est reformulée comme suit :

$$\theta(x + p_d) + (1 - \theta)f = m + e + p_f \quad (6a)$$

Dans (6a), f mesure le taux de croissance des flux financiers en provenance du reste du monde dont le montant, par définition, est égal au déficit du compte courant et θ la proportion des exportations dans les ressources extérieures du pays. En résolvant cette fois-ci le système formé des équations (2), (4) et (6a) on obtient l'équation (7a) ci-dessous :

$$y_{2b} = \frac{(\theta\eta + \psi)(p_d - e - p_f) + (1 - \theta)(f - p_d)}{\pi} + \frac{\theta\epsilon z}{\pi} \quad (7a)$$

Puis, sous l'hypothèse qu'à long terme le taux de change réel varie peu et en notant f_r le taux de croissance des flux financiers réels c'est-à-dire $f_r = f - p_d$, on obtient l'équation suivante :

$$y_{2b} = \frac{(1 - \theta)f_r}{\pi} + \frac{\theta x}{\pi} \quad (9a)$$

Cette dernière équation stipule qu'en plus du taux de croissance des exportations et de l'élasticité-revenu de la demande nationale d'importation, le taux de croissance de l'économie domestique dépend du taux de croissance des flux financiers réel entrants.

De ce fait, la prise en compte des flux financiers en provenance du reste du monde permet d'atténuer la contrainte extérieure sur la croissance de l'économie, pourvu que $f_r > 0$.

Cependant, certaines études récentes (notamment McCombie et Roberts, 2002) montrent qu'au regard de la soutenabilité des flux nets de capitaux, leur prise en compte ne contribue pas à atténuer la contrainte de la balance des paiements sur la croissance économique. En effet, selon Moreno-Brid (1998–99, 2001) et Moreno-Brid (2003), la soutenabilité du compte courant à long terme requiert que le déficit extérieur F et le revenu domestique croissent au même rythme c'est-à-dire que : $f_r = y = y_{2b}$. Dans ce cas, en remplaçant f_r par sa valeur dans l'équation (9a) on obtient :

$$y_{2b} = \frac{\theta x}{\pi - (1 - \theta)}$$

Cette dernière équation montre que le taux de croissance prédit par le modèle qui intègre les flux de capitaux est différent de celui donné par le modèle de base. Cependant, Moreno-Brid (1998–99, 2001), Moreno-Brid (2003) et Thirlwall (2011) montrent que les deux taux de croissance sont sensiblement égaux à long terme.

Par ailleurs, certains auteurs, comme Moreno-Brid (2003), suggèrent de considérer le niveau d'endettement extérieur dans l'équation de la contrainte de la balance des paiements. En effet, autant les flux financiers dont bénéficie l'économie locale viennent atténuer la contrainte extérieure, autant le service de la dette constitue un poids supplémentaire qui pèse sur la croissance. Ainsi, en tenant compte de la soutenabilité de la dette extérieure, Moreno-Brid (2003) réécrit l'équation d'équilibre de la balance des paiements comme suit :

$$\theta_1(x + p) - \theta_2(i + p) + (1 - \theta_1 + \theta_2)f = m + e + p_f \quad (6b)$$

En résolvant enfin le système formé des équations (2), (4) et (6b) on obtient l'équation (7b) ci-dessous :

$$y_{3b} = \frac{(1 + \theta_1\eta + \psi)(p_d - e - p_f) - \theta_2 i}{\pi - (1 - \theta_1 + \theta_2)} + \frac{\theta_1 \varepsilon z}{\pi - (1 - \theta_1 + \theta_2)} \quad (7b)$$

En retenant l'hypothèse relative à l'effet nul des termes de l'échange, on peut écrire que :

$$y_{3b} = \frac{\theta_1 x - \theta_2 i}{\pi - (1 - \theta_1 + \theta_2)} \quad (9b)$$

Ainsi, si l'afflux de capitaux permet d'alléger la contrainte extérieure, le paiement des intérêts sur la dette extérieure vient réduire le taux de croissance qu'autorise l'équilibre de la balance des paiements. Mais Thirlwall (2011) atteste ici encore que :

$$y_{3b} \approx y_b$$

La dernière tentative d'approfondissement du modèle de Thirlwall (1979) a consisté à désagréger les agrégats du commerce extérieur par secteur (Pasinetti 1981 ; 1993) ou par pays partenaires (Bagnai et alii, 2012). On obtient ce qu'on appelle la loi de Thirlwall généralisée. Ainsi, selon Bagnai et alii (2012), le modèle qui distingue les partenaires permet d'identifier la contrainte que chaque partenaire commercial fait subir à la croissance économique locale. De même, le modèle qui distingue les secteurs d'activité formulé par Pasinetti (1981 ; 1993) et Araujo et Lima (2007) permet de comprendre que la croissance peut être améliorée par les changements structurels qui affectent la composition sectorielle des exportations et/ou des importations.

Au total, le modèle canonique de Thirlwall (1979) constitue le modèle de base de la théorie de la croissance économique contrainte par la balance des paiements. Selon la loi de Thirlwall décrite par l'équation (9), on peut retenir que l'équilibre ou la soutenabilité à long terme du compte courant de la balance des paiements impose une limite supérieure au taux de croissance d'une économie. Cette limite est égale au rapport entre le taux de croissance de ses exportations et l'élasticité-revenu de sa demande nationale d'importation. A court terme cependant, le taux de croissance effectif peut être différent de celui prédit par le modèle, mais dans ce cas le pays enregistre des déséquilibres commerciaux.

II - LES ETUDES EMPIRIQUES CONSACREES A L'EVALUATION DE LA THEORIE DE LA CROISSANCE CONTRAINTE PAR LA BALANCE DES PAIEMENTS

Depuis sa première formalisation en 1979, de nombreux économistes se sont intéressés à la vérification empirique de la loi de Thirlwall dans de nombreux pays en employant des méthodes variées. Les premiers travaux empiriques sont appliqués aux économies développées. Thirlwall (1979) vérifie lui-même empiriquement son hypothèse en se fondant sur des données concernant 18 pays industrialisés. Il ressort de ses travaux que le taux de croissance observé dans chacun des pays est proche du taux de croissance contraint par la balance des paiements (à l'exception du Japon). Mieux, l'auteur était en mesure de recommander que si un pays souhaite accélérer sa croissance économique, il doit lever la contrainte liée à l'équilibre de la balance des paiements. En d'autres termes, il doit promouvoir les exportations afin de desserrer la contrainte liée à l'équilibre du compte courant de la balance des paiements.

A la suite de l'étude de Thirlwall (1979), de nombreux travaux vont tester le modèle de la croissance contrainte par la balance des paiements en recourant à différentes méthodes. Certaines études utilisent l'équation (7) pour valider la loi (Atesoglu, 1993-94 ; Heike, 1997). Cependant, cette méthode ne teste que le modèle dans le court terme, puisque que les taux de croissance des importations et des exportations peuvent diverger de ceux compatibles avec l'équilibre de la balance des paiements. Cette divergence de court terme de la trajectoire prédite par le modèle peut conduire au rejet de la loi alors que celle-ci est vérifiée à long terme (McCombie, 1997).

La deuxième méthode de test de la loi de Thirlwall consiste à voir comment le taux de croissance prédit par l'équation (9) est proche du taux de croissance observé. Cela revient à estimer l'élasticité de la demande nationale d'importation et diviser le taux de croissance des exportations par cette élasticité. Si ce rapport est proche du taux de croissance économique observé, on conclut que la loi de Thirlwall est vérifiée. Elle est rejetée dans le cas où le rapport diverge significativement du taux de croissance observé. Dans ce cas, les flux de capitaux et les termes de l'échange jouent un rôle non négligeable dans le rééquilibrage de la balance des paiements.

Le point de débat réside cependant dans la méthode d'estimation des élasticités du commerce extérieur, en particulier l'élasticité de la demande nationale d'importation. Toutefois, il y a un certain consensus sur le fait que les élasticités du commerce extérieur utilisées dans le modèle relèvent d'une analyse de long terme. Dans cette perspective, la notion de cointégration est l'approche la plus utilisée dans la littérature depuis les travaux de Bairam (1995).

Une troisième voie est suggérée par Alonso (1999) pour tester la loi de Thirlwall. En effet, grâce à la technique de cointégration, Alonso (1999) suggère de calculer la série de taux de croissance compatibles avec l'équilibre de la balance des paiements en

tenant compte des termes de l'échange (Y_{2b}) et vérifier si cette série est cointégrée avec la série de taux de croissance observés (Y). Si les deux séries sont cointégrées et

que le vecteur de cointégration est $\begin{pmatrix} 1 \\ -1 \end{pmatrix}$ cela signifie qu'elles partagent le même

trend à long terme et donc, cela suggère qu'il existe à long terme un sentier de croissance économique compatible avec l'équilibre du compte courant de la balance des paiements. L'avantage de cette méthode réside dans le fait que la loi de Thirlwall est testée à long terme.

Malgré la diversité des techniques utilisées, il convient de souligner que dans l'ensemble la plupart des travaux empiriques valident la loi de Thirlwall. Ainsi, de nombreuses études appliquées à des pays ayant des caractéristiques différentes montrent que le taux de croissance observé diffère peu de celui que prédit la loi.

Par ailleurs, on note qu'une grande partie des travaux empiriques réalisés ces dernières années s'intéressent à la validation de la loi dans le cas des pays en développement. Ces études s'appuient sur celle de Thirlwall et Hussain (1982) qui met en avant les caractéristiques spécifiques de ces pays, notamment le fait qu'ils bénéficient de flux massifs de capitaux. A l'instar de Thirlwall et Hussain (1982), ces études valident la loi.

Pour le cas spécifique des pays de l'UEMOA, les travaux empiriques qui s'attèlent à la vérification de la loi de Thirlwall sont plutôt rares. Néanmoins, quelques travaux qui s'intéressent au thème dans le cadre des pays en développement intègrent les économies de l'UEMOA dans leur analyse. Ainsi, Hussain (1999) fait une analyse empirique visant à expliquer les différences dans les taux de croissance des pays de l'Asie et de l'Afrique en s'appuyant sur la loi de Thirlwall. Celle-ci est testée sur un échantillon de 40 pays en développement, dont 6 appartiennent à l'UEMOA (Bénin, Burkina Faso, Côte-d'Ivoire, Niger et Sénégal). L'étude utilise un modèle à correction d'erreur (ECM) pour estimer les élasticités prix et revenu des importations. Les résultats montrent que dans la plupart des cas, les taux de croissance observés (y) sont très proches des taux prédits par le modèle (Y_b). De plus, pour chacun des six pays de l'UEMOA, les résultats montrent que $y < Y_b$. Enfin, Hussain (1999) trouve que les taux de croissance observés et prédits en Asie sont largement supérieurs à ceux des pays africains. Cette modicité de la croissance des économies africaines est imputable, selon l'auteur, à la faiblesse de leur multiplicateur dynamique du commerce extérieur qui est déterminé par l'élasticité-revenu de la demande d'exportation et d'importation. Cette faiblesse est elle-même une conséquence directe de la dépendance excessive de ces pays à l'exportation de produits de base.

Dans la même veine, l'échantillon de pays africains utilisé par Bagnai et alii (2012) pour valider l'hypothèse de Thirlwall intègre quatre pays de l'UEMOA à savoir le Burkina Faso, la Côte-d'Ivoire, le Mali et le Sénégal. L'ambition de ces auteurs est

d'évaluer la loi en tenant compte des changements qui ont pu affecter le commerce des pays africains à partir du milieu des années 1990 et en distinguant les principaux partenaires commerciaux de ces pays. Selon Bagnai et alii (2012), comme les travaux antérieurs couvrent la période d'avant 1995, il se pourrait qu'elles ignorent les effets des politiques de libéralisation commerciale sur la croissance économique de ces pays. Pour ce faire, les auteurs évaluent la loi canonique et sa version généralisée sur deux périodes distinctes : la période allant de 1990 à 1999 et la période de 2000 à 2008. Les résultats concernant les quatre pays de l'UEMOA sont consignés dans le tableau 1 ci-dessous.

On retient des résultats de Bagnai et alii (2012) que sur l'ensemble de la période d'étude (1990-2008), les taux de croissance observés dans les quatre pays sont supérieurs à ceux prédits par la loi de Thirlwall, tant par sa version simple que par sa version généralisée. Ces résultats sont conformes à l'idée que ces économies ont enregistré des déficits commerciaux financés par des entrées nettes de capitaux. De ce fait, ils corroborent la théorie de la croissance contrainte par la balance des paiements. De plus, on voit qu'il y a un relâchement de la contrainte de la balance des paiements sur la croissance lorsqu'on passe d'une décennie à l'autre (les taux prédits ont augmenté).

Tableau 1 : Résultats de Bagnai et alii (2012) concernant quatre pays de l'UEMOA

Périodes	pays	Taux de croissance prédit par la loi simple	Taux de croissance prédit par la loi généralisée	Taux de croissance observé
1990-1999	Burkina Faso	3,5	2,7	5,8
	Côte-d'Ivoire	1,1	2,1	3
	Mali	3,2	3,5	4,2
	Sénégal	1,1	0,3	3,1
2000-2008	Burkina Faso	6,9	6,6	5,1
	Côte-d'Ivoire	1,5	0,8	0,1
	Mali	3,6	5,8	5,5
	Sénégal	2,9	3,4	4,1
1990-2008	Burkina Faso	5,2	4,2	5,5
	Côte-d'Ivoire	1,2	1,6	1,6
	Mali	3,4	4,6	4,9
	Sénégal	1,9	1,2	3,6

Source : Bagnai et alii (2012).

Cependant, les résultats de Bagnai et alii (2012) présentent quelques ambiguïtés. En effet, à l'exception du Sénégal, on note que sur la décennie 1990-1999 les taux observés sont supérieurs à ceux prédits (ces économies ont enregistré des déficits extérieurs financés par l'apport de capitaux extérieurs), tandis que sur la période 2000-2008 c'est le contraire qui est observé (ces mêmes économies ont réalisé des excédents commerciaux). Ces résultats contradictoires pourraient résulter du fait que la taille de l'échantillon dans son aspect temporel est faible, étant donné que l'estimateur utilisé (Mean Group Fully modified OLS) nécessite des séries temporelles longues pour que la notion de cointégration en elle-même ait un sens (Pesaran et alii, 1997 ; 1999). Enfin, une autre critique que l'on pourrait formuler à l'endroit de ces résultats est que les sous-périodes d'analyse ne sont pas assez longues pour valider l'hypothèse de la parité des pouvoirs d'achat qui régit la loi de Thirlwall.

Au total, le tableau qui suit, inspiré de Thirlwall (2011), donne un aperçu de l'abondante littérature qui s'est développée sur le thème. Comme on peut le constater, à l'exception de Hansen et Kvedaras (2004) et de Samimi et alii (2011), tous les travaux confirment la loi. Cela amène Thirlwall (2011) à affirmer que les réserves de change représentent une contrainte majeure sur la croissance économique de nombreux pays pauvres. Selon lui, de meilleures performances à l'exportation, conjuguées à une élasticité-revenu de la demande d'importation plus faible, contribueraient à ce que ces pays enregistrent une croissance économique plus forte. Les réserves de change constituent une ressource rare, plus rare que l'épargne dans de nombreux contextes.

Tableau 2 : Résumé de la littérature empirique

Alonso (1999)	Espagne	Cointégration	Oui
Alvarez-Ude and Gomez (2008)	Argentine	Cointégration-VEC	Oui
Antunus M. and Soukiazis E. (2011)	Portugal	2SLS	Oui
Arevlica and al. (2007)	Bolivie	Cointégration	Oui
Atesoglu (1993)	Etats-Unis	Moyenne Mobile (MA)	?
Atesoglu (1993-94)	Canada	Moyenne Mobile (MA)	Oui
Atesoglu (1997)	Etats-Unis	Cointégration-ECM	?
Bagnal A (2010)	22 pays de l'OCDE	Cointégration, structural breaks	Oui
Bagnal A, rieber A et tran T.A (2012)	Vietnam	Gregory and Hansen (1996)	Oui
Bajo-Rubio O. (2012)	Espagne	FMOLS	Mitigé
Bertola and al(2002)	Brésil	Cointégration-ECM	Oui
Blecker (1992)	Etats-Unis	MCO sur les variables en niveau et différence première	Oui
Britto G. and al.(2009)	Brésil	Cointégration-VEC	Oui
Ferreira and Canuto (2003)	Brésil	ARDL-JUECM	Oui
Fida A. B. and al (2009)	Pakistan	Cointégration -VEC	Oui
Fulgarolas (2008)	Cuba	Cointégration	Oui
Gouva and alii. (2011)	90 pays	OLS en Panel	Oui
Hansen J. D. and Kvedaras V.(2004)	Etat Balte	Cointégration	Non
Hieke (1997)	Etats-Unis	Cointégration	Oui
Holland M. and alii (2004)	Amérique latine	Cointégration-VEC	Oui
Hussain N. M. (1999)	29 pays africains et 11 pays asiatiques	ECM	Mitigé
Jayme F.G. JR. (2003)	Brésil	Cointégration VEC	Oui
Jeon Y. (2009)	Chine	ARDL-JUECM	Oui
Lanzafame M. (2011)	22 pays de l'OCDE	ARDL, PMG et MG	Oui
McCombie J. S L (1997)	Etats Unis, Royaume-Uni et Japon	MCO sur les variables en niveau et différence première	mitigé
Moreno-Brid J. C (2003)	Mexique	Cointégration-VEC	Oui
Nell K. (2003)	Southern African Development Community (SADC)	Cointégration	mitigé
Ozerturk and al (2010)	Afrique du Sud	ARDL UECM	Oui
Pacheto-Lopez and al. (2006)	17 pays de l'Amérique latine	Rolling regression	Oui pour 9 pays
Razmi A. (2005)	Inde	Cointégration -VEC	Oui
Revuelta J H. and Fidalgo J. S. (2000)	12 Pays (Europe, Amérique, Asie et Afrique)	Cointégration -VEC	Mitigé
Samimi A. J. and alii (2011)	Iran	ARDL -JUECM.	Non
Santiago Grullón (2011)	République Dominicaine	Cointégration (bound-test)	Oui
Soukiazis and alii(2011)	Portugal	Modèle à équations Simultanées (estimateur triple moindres carré)	Oui
Thirlwall and Hussain (1982)	20 Pays en développement	MCO	Oui
Thirlwall (1979)	Pays de l'OCDE	MCO	Oui

Source : auteur, inspiré de Thirlwall (2011).

III - EVALUATION EMPIRIQUE DE LA LOI DE THIRLWALL APPLIQUEE A QUELQUES PAYS DE L'UEMOA

En s'inspirant de la méthodologie utilisée dans la littérature, nous procédons en deux étapes : nous estimons d'abord les élasticités prix et revenu de la demande nationale d'importation avant d'utiliser ces coefficients pour tester la loi.

3.1 - Estimation des élasticités prix et revenu de la demande nationale d'importation

Nous exposons d'abord la méthode d'estimation avant de présenter les résultats.

- **Méthodologie**

Trois méthodes sont employées pour estimer l'élasticité des importations. L'estimation d'un modèle autorégressif à retards échelonnés ou modélisation ARDL (Autoregressive distributed lags), la méthode des moindres carrés modifiés (Fully Modified OLS) et la méthode des moindres carrés dynamiques (Dynamic OLS).

La première approche a été proposée par Pesaran et al. (2001). Elle consiste à mener d'abord des tests de cointégration fondée sur une modélisation du type ARDL avant d'estimer les élasticités de long terme et de court terme du modèle. L'avantage de la méthode de Pesaran (2001) pour tester l'existence de relation de cointégration est qu'elle ne nécessite pas que les séries étudiées soient intégrées du même ordre.

Ainsi, en notant M les importations de biens et de services évaluées en monnaie locale et en termes constants ; P le prix relatif mesuré par le rapport entre l'indice des prix à l'importation (P_m) et celui à l'exportation (P_x) et considérant le PIB réel évalué en monnaie locale comme mesure du revenu réel, la fonction traditionnelle d'importation peut s'écrire comme l'indique l'équation suivante :

$$M = f(PIB, P) \quad (10)$$

$$\text{Avec : } P = \frac{P_m}{P_x} \quad f_{PIB} \geq 0 \quad f_P \leq 0$$

En choisissant une fonction log-linéaire, celle de demande nationale d'importation devient :

$$\log M = \alpha + \pi \log PIB + \psi \log P \quad (11)$$

En présentant l'équation (11) sous forme de modèle ARDL, on obtient l'équation ci-dessous :

$$\begin{aligned} \Delta \log M_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^h b_i \Delta \log M_{t-i} + \sum_{i=1}^h c_i \Delta \log PIB_{t-i} + \sum_{i=1}^h d_i \Delta \log P_{t-i} \\ & + \gamma_1 \log M_{t-1} + \gamma_2 \log PIB_{t-1} + \gamma_3 \log P_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (12)$$

Où t est l'indice du temps, Δ l'opérateur de différence, h l'ordre maximum de retard et ε le terme d'erreur.

Par ailleurs, dans l'équation (12), les coefficients c_i et d_i ($i = 1, 2, \dots, h$) représentent les élasticités de court terme, tandis que les coefficients γ_2 et γ_3 représentent les élasticités de long terme des importations par rapport au revenu et au prix respectivement. Quant au coefficient γ_1 il représente la force de rappel à l'équilibre et par hypothèse, il est significativement non nul et négatif si la représentation ARDL est valide.

En partant de ce modèle ARDL, la méthode du test de cointégration aux bornes consiste à estimer l'équation (13) et à utiliser le F-test pour tester les hypothèses suivantes :

$$H_0 : \gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3 = 0$$

$$H_1 : \gamma_1 \neq \gamma_2 \neq \gamma_3 \neq 0$$

H_0 signifie qu'il n'y a pas de relation de long terme entre les importations (M) et les variables explicatives, notamment le PIB et les termes de l'échange (P). Cette hypothèse de non cointégration est rejetée dès lors que la statistique F calculée est supérieure à la borne critique supérieure. Par contre, lorsque F calculé est à l'intérieur des bornes critiques, on ne peut tirer une conclusion sur l'existence ou non de relation de cointégration entre les variables. Il convient de noter que si la statistique F calculée se trouve en dehors des bornes critiques, la conclusion du test de cointégration est prise indépendamment de l'ordre d'intégration des régresseurs en présence.

Quant à la méthode des moindres carrés modifiés de Phillips et Hansen (1990) et celle des moindres carrés dynamiques (Stock et Watson, 1993), elles sont utilisées comme alternative au modèle ARDL lorsque l'hypothèse H_0 de non cointégration est acceptée alors que chacune des trois variables d'intérêt est intégrée d'ordre 1. Dans ce cas, ces deux méthodes permettent d'éliminer les biais potentiels qui peuvent apparaître lorsque l'on estime par les moindres carrés ordinaires (MCO) les coefficients de l'équation (11). Il s'agit en effet des biais d'endogénéité et de corrélation sérielle qui sont très fréquents dans les modèles de séries temporelles. En présence de ce type de biais, les estimateurs des MCO sont consistants mais leur distribution asymptotique est non standard, cela fait que l'inférence statistique, en utilisant le t-test, n'est plus valide.

- **Données, tests de racine unitaire et de cointégration**

Les données utilisées sont tirées de la base de données de la Banque Mondiale (African Development Indicators, World Bank, 2012). Les tests concernent six pays de l'UEMOA à savoir le Bénin, le Burkina Faso, la Côte-d'Ivoire, le Mali, le Sénégal et le Togo. Cette liste de pays est déterminée par la disponibilité des données. Le manque de séries longues sur les indices du commerce extérieur a fait que la Guinée-Bissau et le Niger ont été exclus de l'analyse. Les tableaux 3 à 5 ci-dessous, présentent dans leur deuxième colonne, la taille de l'échantillon pour chaque pays.

Ces tableaux présentent également les résultats des tests de racine unitaire. Les tests classiques de Dickey-Fuller Augmenté (ADF) et de Phillips-Perron (PP) ont été effectués et la robustesse des résultats a été vérifiée grâce au test DF-GLS (Dickey-Fuller-Generalized Least Square) d'Elliot et alii (1996). En effet, comme le note Perron (1989), les tests classiques sont reconnus pour leur faible puissance. De plus, ils sont biaisés en faveur de l'acceptation de l'hypothèse nulle de présence de racine unitaire, surtout quand les séries sont stationnaires autour d'un trend présentant une rupture structurelle. De ce fait, l'intérêt du test DF-GLS est de tester la présence de racine unitaire dans la série en le « détrendant ».

Il ressort des tableaux que pour tous les pays, les variables M et PIB sont non stationnaires en niveau mais stationnaires en différence première. Elles sont donc intégrées d'ordre un, I(1). Pour la variable P, elle est I(1) pour tous les pays de l'échantillon sauf dans le cas du Bénin et du Togo.

Tableau 3 : Résultats des tests de racine unitaire sur M

Pays	Période	Modèle	variable	ADF	PP	DF-GLS	
Bénin	1960-2005	2	lnM	-2,211774	-2,289645	-0,450078	I(1)
			Δ lnM	-6,384601	-6,384601	-4,515652	I(0)
Burkina Faso	1965-2006	2	lnM	-2,051044	-2,212201	-0,167326	I(1)
			Δ lnM	-6,987598	-6,996804	-7,077290	I(0)
Côte d'Ivoire	1960-2010	3	lnM	-2,106846	-2,080354	-1,784912	I(1)
			Δ lnM	-6,868722	-6,868722	-5,286585	I(0)
Mali	1960-2007	3	lnM	-3,243520	-3,296907	-3,175308	I(1)
			Δ lnM	-7,413372	-15,31045	-6,493429	I(0)
Sénégal	1960-2010	3	lnM	-2,497922	-2,399520	-2,565070	I(1)
			Δ lnM	-9,473800	-9,846409	-6,276778	I(0)
Togo	1960-2005	2	lnM	-2,064576	-1,886394	-0,898824	I(1)
			Δ lnM	-4,621892	-4,317945	-4,668695	I(0)

Source : auteur.

Tableau 4 : Résultats des tests de racine unitaire sur PIB

Pays	Période	Modèle	variable	ADF	PP	ADF-GLS	
Bénin	1960-2005	3	lnPIB	-1,728594	-1,754194	-1,696249	I(1)
			Δ lnPIB	-5,872308	-5,836554	-6,103372	I(0)
Burkina Faso	1965-2006	3	lnPIB	-1,182397	-1,182397	-1,255836	I(1)
			Δ lnPIB	-7,032130	-7,025350	-7,571308	I(0)
Côte d'Ivoire	1960-2010	2	lnPIB	-3,364639	-4,111062	0,282617	I(1)
			Δ lnPIB	-4,870521	-5,014433	-4,105651	I(0)
Mali	1960-2007	2	lnPIB	0,679372	0,751962	2,002691	I(1)
			Δ lnPIB	-6,520117	-6,513903	-6,600186	I(0)
Sénégal	1960-2010	3	lnPIB	-1,616616	-1,189805	-1,601911	I(1)
			Δ lnPIB	-9,884423	-10,06057	-9,920738	I(0)
Togo	1960-2005	2	lnPIB	-2,850094	-2,923153	-1,560802	I(1)
			Δ lnPIB	-6,057132	-6,056393	-4,940368	I(0)

Source : auteur.

Tableau 5 : Résultats des tests de racine unitaire sur P

Pays	Période	Modèle	variable	ADF	PP	ADF-GLS	
Bénin	1960-2005	2	lnP	-3,316876	-3,316876	-3,275220	I(0)
			Δ lnP	-	-	-	-
Burkina Faso	1965-2006	2	lnP	-2,130381	-2,100014	-1,594571	I(1)
			Δ lnP	-6,588974	-6,592640	-6,519961	I(0)
Côte d'Ivoire	1960-2010	3	lnP	-3,173074	-2,830478	-1,489102	I(1)
			Δ lnP	-6,151258	-6,151629	-3,279646	I(0)
Mali	1960-2007	2	lnP	-1,937904	-1,881015	-1,598832	I(1)
			Δ lnP	-7,313734	-7,440121	-5,839392	I(0)
Sénégal	1960-2010	2	lnP	-2,932092	-2,906741	-1,517976	I(1)
			Δ lnP	-6,910730	-7,175390	-6,740021	I(0)
Togo	1960-2005	2	lnP	-5,283978	-5,263867	-5,389685	I(0)
			Δ lnP	-	-	-	-

Source : auteur.

Pour ce qui concerne la cointégration, le test aux bornes de Pesaran et al (2001) est utilisé comme indiqué dans la méthodologie présentée ci-dessus. Mais avant toute chose, il s'est avéré nécessaire de choisir le modèle ARDL adéquat et le nombre de retards optimal. Pour le choix du modèle ARDL, cinq possibilités s'offrent comme l'indique Pesaran et al. (2001) : le modèle sans constante ni trend dans la relation à correction d'erreur (cas I), le modèle avec constante contrainte mais sans trend (cas II), le modèle à constante non contrainte et sans trend (cas III), le modèle avec constante et trend contraints (cas IV) et le modèle avec constante et trend non contraints (cas V). Au regard de ces cinq modèles possibles, le choix a été effectué après estimation suivie du t- test du coefficient du trend.

Quant au choix du nombre optimal de retards, le critère Bayésien de Schwartz (Schwartz Bayesian criterion, SBC) a été utilisé. Mais le nombre maximum de retard retenus est 2 ($h = 2$) comme recommandé par Pesaran et Shin (1999). Il est ressorti que le retard qui minimise le SBC est un ($i = 1$) pour tous les pays étudiés.

Les résultats issus du test de Pesaran (2001) sont présentés dans le tableau 6. En comparant la valeur calculée de la statistique F à sa valeur théorique présentée en annexe A, il ressort qu'il existe une relation de long terme entre les trois variables étudiées au seuil de 5% pour les pays comme le Burkina Faso et le Sénégal. Pour le Bénin, l'hypothèse de non cointégration est rejetée au seuil de 10% tandis que pour les trois autres pays (Côte d'Ivoire, Mali et Togo), aucune relation de long terme n'est décelée entre les trois variables.

Tableau 6 : Résultats du test de cointégration

Pays		Model	F-statistics (k=2) ⁴
Bénin	$F_M(M / PIB, P)$	Case IV	5.018*
Burkina Faso	$F_M(M / PIB, P)$	Case II	4.496**
Côte d'Ivoire	$F_M(M / PIB, P)$	Case IV	2.411
Mali	$F_M(M / PIB, P)$	Case IV	3.459
Sénégal	$F_M(M / PIB, P)$	Case II	4.793**
Togo	$F_M(M / PIB, P)$	Case II	1.457

Source : auteur.

- **Elasticité-prix et élasticité-revenu des importations**

Les élasticités des importations sont présentées dans le tableau 7 ci-dessous. D'un point de vue statistique, on peut noter que pour tous les pays où une relation de cointégration entre les variables a été détectée, les élasticités-revenus issues de la modélisation ARDL sont proches des valeurs obtenues grâce aux deux autres méthodes d'estimation que sont les FMOLS et les DOLS. Cela atteste de la robustesse des résultats. De plus, les résultats des tests du CUSUM (voir les résultats en annexe) permettent de s'assurer de la stabilité du modèle dans le temps. La courbe de la somme cumulative des résidus récursifs est à l'intérieur des lignes traduisant les valeurs critiques au seuil de 5%. Enfin, toutes les élasticités-revenus estimées sont significatives au seuil de 5% et ont le signe escompté, tandis que les élasticités-prix ne sont pas significatives au seuil de 5%, quelle que soit la méthode d'estimation considérée.

Du point de vue économique, des élasticités-revenus significatives et positives valident l'hypothèse d'une propension marginale à importer positive, tandis que les

4- k représente le nombre de régresseurs du modèle. Dans notre cas, $k=2$ et T est la taille de l'échantillon.

élasticités-prix non significatives valident l'hypothèse d'un effet prix non significatif à long terme pour tous les pays. De ce fait, l'hypothèse sur l'équation (2) ou (7) selon laquelle $\psi(p - p_f - e) = 0$ est vérifiée. Cela atteste qu'à long terme l'évolution des prix relatifs n'a pas d'incidence notable sur l'évolution du volume des importations de ces pays. Ce résultat confirme « la thèse pessimiste » sur la possibilité à moyen et long terme, d'améliorer la balance commerciale des pays en développement par une modification des prix relatifs (variation du taux de change réel). En effet, selon cette thèse (Cf. rapport CNUCED, 2004), l'élasticité-prix de la demande nationale d'importation est faible, voire nulle, car la plupart des produits importés sont des intrants et il est presque impossible de les remplacer par les produits locaux. De même, l'élasticité prix de l'offre nationale d'exportation est faible, voire nulle, car ces pays exportent en général un petit nombre de produits primaires dont la production ne réagit guère aux variations des prix.

Au regard de ces résultats, on peut admettre que l'ajustement de la balance des paiements s'opère essentiellement par les volumes des échanges et que l'effet prix est négligeable à long terme.

Un autre aspect à considérer est l'hétérogénéité des élasticités-revenus des importations de la Zone. Si pour le Bénin et le Burkina Faso, une augmentation du revenu national se traduit par une augmentation moins que proportionnelle des importations, pour les autres pays de l'échantillon, l'élasticité-revenu des importations est supérieure à l'unité. Par exemple, au Sénégal, si le PIB augmente de 1%, cela entraîne une hausse des importations de près de 1,1%.

Tableau 7 : Les élasticités prix et revenu des importations

Pays	ARDL ⁵			FMOLS		DOLS	
	Elasticité revenu	Elasticité prix	Coef. Ajust.	Elasticité revenu	Elasticité prix	Elasticité revenu	Elasticité prix
Bénin	0,161 (0,392)	-1,953 (-1,019)	-0,140** (-2,120)	0,723*** (2,988)	0,984 (1,111)	0,624*** (2,261)	1,201 (1,054)
Burkina Faso	0,459*** (3,260)	0,118 (0,321)	-0,262** (-2,457)	0,498*** (4,780)	0,335 (1,334)	0,500*** (3,954)	0,320 (1,072)
Côte d'Ivoire	0,931*** (5,087)	-0,796 (-4,333)	-0,406*** (-5,073)	1,240*** (13,681)	-0,069 (-0,702)	1,296*** (11,260)	-0,047 (-0,397)
Mali	-0,160 (-0,450)	-0,452 (-1,024)	-0,480*** (-3,313)	1,980*** (7,520)	-0,943 (-1,452)	2,171*** (7,877)	-1,354 (-1,681)
Sénégal	1,137*** (15,926)	-0,099 (-0,450)	-0,484*** (-4,116)	1,118*** (20,035)	-0,228 (-1,394)	1,047*** (15,283)	-0,109 (-0,597)
Togo	1,505*** (4,184)	-0,549 (-1,320)	-0,284*** (-3,477)	1,432*** (5,882)	-0,324 (-1,036)	1,652*** (4,004)	-0,655 (-1,127)

t-statistic entre parenthèses ; * significatif à 10% ; ** significatif à 5% et *** significatif à 1% .
Source : auteur.

5- Les élasticités de long terme sont dérivées en utilisant l'option "Display long run coefficients" de Microfit 5.0.

3.2 - Test de la loi de Thirlwall

La vérification de la loi de Thirlwall peut se faire de trois manières. La première stratégie consiste à calculer l'élasticité-revenu des importations (π_b) qui est compatible avec l'équilibre de la balance des paiements pour la comparer ensuite à celle qui est observée (π). Si les deux coefficients ne sont pas statistiquement différents, on conclut que la loi de Thirlwall est validée.

La deuxième stratégie est celle proposée par Hussain (1999) et qui consiste à :

- calculer la série de taux de croissance prédit par le modèle (Y_b) ;
- régresser le taux de croissance prédit par le modèle (Y_b) sur le taux de croissance observé (Y) c'est-à-dire estimer le modèle $y_b = \beta_0 + \beta_1 y + \varepsilon$ ⁶ et tester $H_0 : \beta_1 = 1$ et $\beta_0 = 0$. La loi de Thirlwall sera validée si et seulement si l'hypothèse H_0 est acceptée.
- adopter une approche beaucoup plus dynamique qui consiste à regarder si dans le temps y ne s'écarte pas durablement de Y_b . En d'autres termes, il s'agit de voir si Y_b et y partagent la même tendance. Cela revient à chercher une relation de cointégration entre les deux séries. Cette méthode a été utilisée par Alonso (1999). Elle est préférée aux deux premières de par le fait qu'elle s'inscrit dans un horizon de long terme qui est mieux indiqué lorsqu'il s'agit d'adresser les questions de croissance.

Mais avant d'appliquer cette méthode, nous avons comparé le taux de croissance prédit par le modèle à celui qui est effectivement réalisé.

• Comparaison de y et y_b

Le tableau 8 ci-dessous présente les résultats issus des calculs. Le tableau permet d'observer que les pays dont la demande nationale d'importation est relativement moins élastique par rapport au revenu enregistrent des taux de croissance relativement élevés. C'est le cas du Bénin et du Burkina Faso dont les importations sont relativement peu sensibles au revenu national comparativement aux autres pays de l'échantillon. De plus, on note que les pays qui ont des taux de croissance des exportations élevés enregistrent des taux de croissance économique élevés. C'est le cas notamment des pays comme le Mali (7,88%), le Togo (7,32%), le Burkina Faso (6,57%) et la Côte-d'Ivoire (5,82%). Cette observation tend à soutenir l'hypothèse de la croissance économique tirée par les exportations (export-led growth hypothesis) tant discutée dans la littérature (Cf. par exemple Tang, 2006 et Siliverstovs et al. 2006).

6- Notons qu'il ne s'agit pas de régresser y sur y_b , car y_b est une variable prédite et dans ce cas on serait confronté aux problèmes liés aux régresseurs générés évoqués par Pagan (1984).

Tableau 8 : Taux de croissance observés et taux de croissance prédits par le modèle (en %)

Pays	T	π	x	y	y_b	$y - y_b$
Bénin	45	0,72	5,78	3,40	8,03	-4,64
Burkina Faso	41	0,50	6,57	4,23	13,14	-8,9
Côte d'Ivoire	50	1,29	5,82	3,72	4,48	-0,75
Mali	47	1,98	7,88	3,55	3,98	-0,42
Sénégal	50	1,13	3,49	2,73	3,09	-0,36
Togo	45	1,5	7,32	3,91	4,88	-0,97

Source : auteur.

Par ailleurs, pour chacun des pays étudiés, le taux de croissance effectif est inférieur à celui qui assurerait l'équilibre du compte courant. De ce fait, le taux de croissance qui équilibre ce compte représente une borne supérieure au taux de croissance que ces économies ont réalisé. L'hypothèse de la croissance contrainte par la balance des paiements ne peut donc être rejetée.

Cependant, contrairement aux résultats de Bagnai et alii (2012) consignés dans le tableau 1, on constate que pour tous les pays de l'échantillon, les taux de croissance effectifs sont inférieurs à ceux prédits par la loi de Thirlwall⁷. En effet, dans les pays comme le Burkina Faso, il ressort que le taux de croissance réalisé est trois fois moins élevé que le taux qu'autorise l'équilibre du compte courant de la balance des paiements. Selon les prédictions du modèle, ce résultat implique que ces pays ont enregistré des excédents commerciaux importants. Or dans les faits, cela n'est pas le cas lorsqu'on regarde l'évolution de leur taux de couverture sur la période sous revue (Cf. annexe B). En effet, à l'exception de la Côte-d'Ivoire et du Togo, ces économies enregistrent des déficits extérieurs souvent très élevés et structurels. A cet égard, on verrait dans ce résultat une limite de la théorie de la croissance économique contrainte par la balance des paiements.

En tout état de cause, certains travaux empiriques consacrés au test de la loi ont abouti à des résultats similaires. C'est le cas par exemple de Thirlwall et Hussain (1982) et de Hussain (1999). Selon Thirlwall et Hussain (1982), sur 20 pays considérés, 14 économies (dont 13 sont des pays en développement) enregistrent un taux de croissance effectif inférieur à celui prédit par le modèle. Thirlwall et Hussain (1982) expliquent ce résultat en comparant le taux de croissance des exportations du pays et le taux de croissance des flux de capitaux en direction de ce dernier. Les économies qui croissent moins vite que le taux prédit par le modèle sont les pays dont le taux de croissance des flux nets de capitaux sur la période est inférieur au taux de croissance de leurs exportations. En d'autres termes ce sont les pays pour lesquels $\bar{f} < \bar{x}$.

7- Notons que nos résultats sont similaires à ceux de Bagnai et alii (2012) : pour certains pays (Angola, Congo, Mozambique, Soudan, Zambie et Zimbabwe), $y < y_b$.

Ce même résultat a été obtenu tout récemment par Bagnai et alii (2013) dans le cas du Vietnam. Selon ces auteurs, le taux de croissance du Vietnam sur la période allant de 1985 à 2010 est de 6,9% alors que celui qui est prédit par le ratio de Thirlwall est de 8,6%, soit un écart de 1,7 point. Lorsque les auteurs subdivisent la période d'étude en deux sous-périodes (1985-1997 et 1998-2010), ils trouvent que l'écart entre les deux taux est de 4,1% sur la première sous-période ; mais que sur la dernière sous-période, le taux effectif devient supérieur à celui prédit par le modèle de 0,2 points. L'explication que les auteurs donnent au fait que la croissance réalisée soit inférieure à la croissance prédite est la sous-utilisation des capacités de production. Cette explication empruntée à la théorie orthodoxe de la croissance économique semble convaincante pour les économies de l'UEMOA.

Il convient cependant de nuancer ces résultats puisque la comparaison des moyennes de deux séries ne suffit pas à tirer une conclusion sur leur évolution conjointe. Le tableau de l'annexe C montre en effet une forte volatilité des taux prédits due essentiellement à la forte volatilité des exportations de ces pays. Pour le Burkina Faso, par exemple, le taux de croissance annuel moyen des exportations est de 13,14%, et l'écart moyen par rapport à ce taux atteint 12,5 points de pourcentage. Par ailleurs, le calcul cursif des statistiques montre qu'au fil des décennies, l'écart entre les deux taux de croissance se réduit dans la plupart des cas ; cela témoigne de l'ajustement progressif des capacités de production et donc de l'offre à la demande globale.

Ces observations suggèrent un approfondissement des résultats à travers une analyse de long terme entre les taux de croissance prédits et les taux observés.

- **Dynamique entre y et y_b**

Afin de vérifier une éventuelle relation de cointégration entre les deux séries, nous avons conduit des tests de stationnarité. Les résultats montrent que toutes les deux variables sont stationnaires (Cf. Annexe D). Cela nous amène à retenir la deuxième stratégie pour tester la loi de Thirlwall. Rappelons qu'il s'agit d'estimer par les MCO l'équation $y_b = \beta_0 + \beta_1 y + \varepsilon$ et à utiliser le test de Wald pour tester l'hypothèse : $H_0 : \beta_1 = 1$ et $\beta_0 = 0$. La loi de Thirlwall sera validée si et seulement si l'hypothèse H_0 est acceptée.

Les résultats issus des estimations sont présentés dans le tableau 9 (les nombres entre parenthèses sous les coefficients représentent les statistiques de student tandis que ceux qui sont sous la statistique de Wald indiquent la probabilité d'accepter H_0).

Tableau 9 : Résultats de la régression de y_b sur y

Pays	Valeur estimée de β_1	Valeur estimée de β_0	Statistique de Wald
Bénin	3,85 (0,001)	0,08 (0,246)	12,188 (0,007)
Burkina Faso	-3,71 (0,241)	41,99 (0,017)	6,722 (0,035)
Côte d'Ivoire	0,04 (0,878)	4,32 (0,017)	13,1 (0,001)
Mali	0,28 (0,148)	0,03 (0,018)	14,14 (0,001)
Sénégal	1,09 (0,021)	0,12 (0,952)	0,08 (0,959)
Togo	0,19 (0,173)	2,40 (0,258)	13,86 (0,001)

Source : auteur.

Il ressort que le lien entre y_b et y est très faible voire inexistant pour tous les pays étudiés à l'exception du Sénégal. De plus, le test de Wald rejette fortement l'hypothèse H_0 puisqu' à l'exception du Sénégal, la probabilité d'accepter cette hypothèse est presque nulle. Ce résultat implique que la croissance économique du Bénin, du Burkina Faso, de la Côte-d'Ivoire, du Mali et du Togo n'est pas contrainte par l'évolution de la demande extérieure comme le prédit la théorie de la croissance contrainte par l'équilibre de la balance des paiements. Comme mentionné ci-dessus, ce résultat suggère d'expliquer les faibles taux de croissance de ces pays par la faiblesse et/ou la sous-utilisation de leurs capacités de production et non pas par la faiblesse de la demande extérieure qui s'adresse à eux.

Pour le cas particulier du Sénégal, un lien entre le taux de croissance observé et le taux de croissance prédit existe car la valeur estimée de β_1 est significatif au seuil de 5% et est très proche de 1. De plus, le test de Wald ne rejette pas l'hypothèse H_0 au seuil de 5% puisque la probabilité d'accepter cette hypothèse est supérieure à 5%. Cela implique que la loi de Thirlwall est validée. En d'autres termes, la croissance économique du Sénégal est contrainte par l'évolution de la demande extérieure comme le prédit la théorie de la croissance économique contrainte par l'équilibre de la balance des paiements. Ce résultat spécifique pour le Sénégal est conforme aux caractéristiques propres à cette économie. En effet, comme le montre le tableau 8, le Sénégal est le pays, parmi les six étudiés, à enregistrer le plus faible taux de croissance des exportations. Ce taux qui est de 3,49% est presque la moitié du taux enregistré par la Mali (7,88%) ou le Togo (7,33%). De plus, il ressort du tableau 8 que l'élasticité-revenu de la demande d'importation du Sénégal est l'une des plus

élevées relativement à celles du Burkina Faso et du Bénin. En outre, ce résultat pour le Sénégal est conforme aux conclusions de Cottet et Madariaga (2012). Selon ces deux auteurs, ce pays rencontre des difficultés à porter la croissance de ses exportations, malgré une diversification progressive combinant marge intensive et marge extensive. Ces marges ne sont pas portées par un appareil productif moderne en mesure de véritablement dynamiser les exportations.

Ainsi, les faibles performances à l'exportation conjuguées à une forte dépendance en importation expliquent le fait que la croissance économique du Sénégal est contrainte par l'équilibre de son compte courant : selon les données du tableau 8, le taux de croissance de ce pays ne peut durablement dépasser 3,09% ; ce taux est largement en deçà de 7%, taux qu'il faudrait réaliser pour atteindre les OMD d'ici à 2015.

En somme, pour les pays comme le Bénin, le Burkina Faso, la Côte d'Ivoire, le Mali et le Togo, les résultats amènent à soutenir l'hypothèse selon laquelle les contraintes d'offre ou la sous utilisation des capacités productives contribuent à ce que les taux de croissance observés soient en deçà de ceux qui sont autorisés par l'équilibre de la balance des paiements. Pour le Sénégal par contre, l'hypothèse de croissance économique contrainte par la demande extérieure est validée.

CONCLUSION

Les déterminants empiriques de la croissance économique dans les pays en développement demeurent encore mal connus. L'objectif de la présente étude était de vérifier si les économies de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA) sont soumises à une contrainte liée à l'équilibre de leur compte courant de la balance des paiements dans la perspective théorique initialement développée par Thirlwall (1979). A cet égard, l'estimation des élasticités-revenu d'importation a permis préalablement de mettre en exergue les différences de comportement des économies étudiées. Certaines économies (Côte d'Ivoire, Sénégal et Togo) sont plus dépendantes en importation que d'autres (Bénin et Burkina Faso).

Ensuite, pour chaque pays, le calcul du taux de croissance prédit par le modèle et sa comparaison avec le taux observé ont permis de constater que le premier constitue une borne supérieure pour le second ; cela soutient l'hypothèse de Thirlwall (1979). Cependant, les taux de croissance réalisés sont en deçà des performances prédites par cette hypothèse. De plus, des analyses plus poussées ont permis de mettre en évidence que la loi de Thirlwall n'est pas validée pour cinq des six pays de l'UEMOA étudiés (Bénin, le Burkina Faso, Côte d'Ivoire, Mali et Togo). Ce résultat suggère que l'accumulation de capacités de production en termes de capital et de travail dans ces pays n'est pas contrainte par la demande extérieure de sorte que l'output potentiel soit déterminé par l'évolution de cette demande extérieure.

Dans cette logique, le choix d'une stratégie de croissance axée sur la promotion des exportations peut être porteur car ces économies n'arrivent pas à atteindre le seuil critique de croissance où le niveau de la demande étrangère serait une contrainte à leur croissance économique. Pour ce faire, la recommandation de politique économique consisterait à mettre l'accent sur les stratégies permettant de renforcer, sinon de construire, un tissu économique bien structuré capable de répondre à la demande intérieure et extérieure. Cela permettrait de limiter la dépendance exacerbée de ces économies aux importations et d'accroître leurs capacités d'exportation. Pour le cas spécifique du Sénégal, l'urgence est de relancer le commerce extérieur à travers une politique active de promotion de certains produits exportés (pétrole raffiné, acide phosphorique, mollusques, etc.).

Cependant, pour minimiser l'effet des chocs négatifs (notamment la volatilité des prix internationaux) sur la croissance, il conviendra de mettre l'accent sur la diversification des économies et des exportations en ayant un regard particulier sur les secteurs de manufactures et de services. Dans cette optique, en complément aux ressources locales, les politiques d'attraction des investissements étrangers doivent être renforcées dans la mesure où ces derniers constitueraient une manière efficace pour acquérir de nouvelles capacités de production et d'exportation d'un niveau assez compétitif sur le plan international.

Au total, les résultats de la présente étude mettent en exergue la nécessité d'une transformation structurelle des économies de l'UEMOA. A cet égard, son implication en termes de politique économique soulève l'épineuse question de l'industrialisation de ces économies.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

Alonso J.A. (1999), "Growth and the external constraint: lessons from the Spanish case", *Applied Economics*, February.

Alonso J.A. and garcimartin C. (1998), "A new approach to balance of payments constraint: some empirical evidence", *Journal of Post Keynesian Economics*, Winter.

Alvarez-Ude, G. F. and gomez, D. M. (2008), "Long-and Short-Run Balance of Payments Adjustment. Argentine Economic Growth Constrained", *Applied Economics Letters*, October.

Ansari M., Hashemzadeh and Xi L. (2000), "The chronicle of economic growth in South East Asian countries: does Thirlwall's Law provide an adequate explanation?" *Journal of Post Keynesian Economics*, Summer.

Araujo R. A. and Lima G. (2007), "A structural economic dynamics approach to balance of payments constrained growth", *Cambridge Journal of Economics*, September.

Atesoglu, H.S. (1997), "Balance-of-Payments-Constrained Growth Model and its Implications for United States", *Journal of Post Keynesian Economics*, 19 (3), 327-335.

____ (1994), "Balance of payments determined growth in Germany", *Applied Economic Letters*, June.

____ (1993), "Exports, capital flows, relative prices and economic growth in Canada", *Journal of Post Keynesian Economics*, Winter.

____ (1993), "Balance of payments constrained growth: evidence from the United States", *Journal of Post Keynesian Economics*, Summer.

Autunes M. and Soukiazis E. (2009), "How well the balance-of-payments constraint approach explains the Portuguese growth performance. Empirical evidence for the 1965-2008 period"; GEMF Working Papers No 2009-13 from Faculdade de Economia, Universidade de Coimbra).

Bagnai, A., Rieber, A., and Tran, T.A.D. (2013), "Economic growth and balance of payments constraint in Vietnam" Document de travail UMR DIAL.

Bagnai, A., Rieber, A., and Tran, T.A.D. (2012), "Generalized BoP constrained growth and South-South trade in Sub-Saharan Africa. In E. Soukiazis, & P.A. Cerqueira (Eds.), *Models of Balance of Payments Constrained Growth: History, Theory and Empirical Evidence* (pp.113-143).

Bagnai A. (2010), "Structural Changes, Cointegration and the Empirics of Thirlwall's Law" http://ganyemedes.lib.unideb.hu:8080/udpeer/bitstream/2437.2/13903/1/PEER_stage2_10.1080%252F00036840701721299.pdf.

Bajo-Rubio O. (2012), "The balance-of-payments constraint on economic growth in a long-term perspective: Spain, 1850–2000" *Exploration in Economic History* 49 105-117.

Bairam, E (1995), "Static versus Dynamic Specifications and Harrod Foreign Trade Multiplier" *Applied Economics*, 1995, 25, 739-742.

Bertola L., Higachi H. and Porcile G. (2002), "Balance of payments constrained growth in Brazil: a test of Thirlwall's Law 1890-1973", *Journal of Post Keynesian Economics*, fall.

Blecker, R.A. (1998), "International Competitiveness, relative wages, and the Balance-of-Payments Constraint"; *Journal of Post Keynesian Economics*; Summer 1998; 20, 4; ABI/INFORM Global pg. 495.

Blecker, R.A. (2009), "Long-Run Growth in Open Economies: Export-Led Cumulative Causation or a Balance-of-Payments Constraint?"; Paper prepared for presentation at the 2nd Summer School on "Keynesian Macroeconomics and European Economic Policies," Research Network Macroeconomics and Macroeconomic Policies, 2-9 August, 2009, Berlin, Germany.

Britto G. and McCombie J.S.L. (2009), "Thirlwall's Law and the long-run equilibrium growth rate: an application to Brazil", *Journal of Post Keynesian Economics*, Fall.

Britto, G. (2008), "Thirlwall's Law and the Long-Term Equilibrium Growth Rate: an Application for Brazil (1951-2006)"; Cambridge Centre for Economic and Public Policy CCEPP WP01-08.

Cimoli M., Porcile G. and Rovira S. (2010), "Structural change and the BOP constraint: why did Latin America fail to converge?", *Cambridge Journal of Economics*, March.

Commission de l'UEMOA (2012), *Rapport Semestriel d'exécution de la surveillance multilatérale* ; décembre, 2012.

Commission de l'UEMOA (2006), *Programme Economique Régional (PER) 2006-2010 : volumes I, II, III et IV*.

Commission de l'UEMOA et Secrétariat Exécutif de la CEDEAO (2006), *Intégration Régionale, Croissance et Réduction de la Pauvreté en Afrique De l'ouest : Stratégies et Plan d'Action*.

Conférence des Nations Unies sur le Commerce et le Développement (2004), Rapport sur le Commerce et le Développement : Aperçu Général et deuxième partie, Cohérence des politiques, stratégies de développement et intégration dans l'économie ; Publications des Nations Unies.

Cottet C. et Madariaga N. (2012) : « La diversification des exportations en Zone franc : degré, sophistication et dynamique » ; Macroéconomie & Développement ; Avril 2012/ No 3.

Dickey D. and Fuller W. (1979), "Distribution of the estimator for the Autoregressive Time Series with the Unit Root"; Journal of American Statistical Association; 74; 427-431.

Dray, M. and Thirlwall A.P. (2011), "The endogeneity of the natural rate of growth for a selection of Asian countries", Journal of Post Keynesian Economics, spring.

Elliott, G., Rothenberg T. J., and Stock J. H. (1996), "Efficient tests for an Autoregressive Unit Root"; Econometrica 64.

Elitok S. P. and Campbell A. (2008), "The Balance of Payments as a Constraint on Turkey's Growth: 1960-2004"; Working Paper No: 2008-13; University of Utah, Department of Economics.

Engle, R.F., and Granger, C.W.J. (1987), "Cointegration and error correction: representation, estimation and testing"; Econometrica, 55, 251-276.

Felipe, J.; McCombi J. S. L. and Naqvi K. (2009), "Is Pakistan's Growth Rate Balance-of-Payments Constrained? Policies and Implications for Development and Growth" Asian Development Bank Economics Working Paper Series No. 160 | May.

Ferreira A. L. and Canuto O. (2003), "Thirlwall's Law and Foreign Capital in Brazil"; Momento Economico Num. 125, pp.18-29.

Fida A. B., Zakaria M. and Hashmi S. M. (2009), "Balance of Payments Constrained Growth Model: A Case Study of Pakistan". European Journal of Scientific Research ISSN 1450-216X Vol.25 No.4 (2009), pp.574-583.

Fida B. A., Zakaria M. and Hashmi S.M. (2009), "Balance of Payments Constrained Growth Model: A Case Study of Pakistan"; European Journal of Scientific Research ISSN 1450-216X Vol.25 No.4 (2009), pp.574-583.

Frederico Gonzaga Jayme J.R. (2003), "Balance-of-Payments-Constrained Economic Growth in Brazil"; Brazilian Journal of Political Economy, vol. 23, n° 1 (89), January-March/2003.

Gregory, A.W., and Hansen, B.E. (1996), “Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts”. *Journal of Econometrics*, 70, 99-126.

Grullón S. (2011), “The Balance of Payments Constraint as an Explanation of Growth Rate Differences in the Dominican Republic” *European Journal of Social Sciences* ISSN 1450-2267 Vol.25 No.3 (2011), pp. 386-394.

Hansen J. D. And Kvedaras V.(2004), “Balance of Payments Constrained Economic Growth in the Baltics”; ISSN 1392–1258. *Ekonomika* 2004, 65.

Harrod, R. (1933). *International Economics*. London: James Nisbet and Cambridge University Press.

Hieke, H. (1997), “Balance-of-payments-constrained growth: a reconsideration of the evidence for the U.S. economy”, *Journal of Post Keynesian Economics*, 19, 313-325.

Holland M., Vieceira F. V. and Canuto O. (2004), “Economic growth and the Balance-of-payments Constraint in Latin America”; *Investigacion Economica*, Vol. LXIII, 247, PP.45-74.

Hussain N. (1999), “the balance-of-Payments Constraint and Growth Rate Difference among African and East Asian Economies” *African Development Bank* 1999.

Leon-Ledesma M. and Thirlwall AP (2000), “Is the natural rate of growth exogenous?” *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*; Dec 2000; 53, 215.

Mccombie J. S. L. (1997), “On the empirics of balance-of-payments-constrained growth” *Journal of Post Keynesian Economics*; Spring 1997; 19, 3; *ABI/INFORM Global* pg. 345.

Mccombie J.S.L. and Roberts, M. (2002), “The role of the balance of payments in economic growth”, in Setterfield M. (ed.), *The economics of demand-led growth: challenging the supply-side vision of the long run*, Cheltenham: Edward Elgar, pp. 87-114.

Moreno-Brid, J. C. (2003), “Capital Flows, Interest Payments and the Balance-of- Payments Constrained Growth Model: A Theoretical and Empirical Analysis” *Metroeconomica* 54:2 & 3 (2003) 346–365.

Moreno-Brid J. C. (2001), ‘Essays on economic growth and the balance of payments constraint; with special reference to the case of Mexico’, Ph.D. dissertation, Faculty of Economics and Politics, University of Cambridge.

Moreno-Brid, J. C. (1998/1999), "On capital flows and the balance-of-payments-constrained growth model" *Journal of Post Keynesian Economics*; Winter 1998/1999; 21, 2; ABI/INFORM Global pg. 283.

Nell K. (2003), "A 'Generalized' Version of the Balance-of-Payments Growth Model: An application to neighbouring regions"; *International Review of Applied Economics* Volume 17, Issue 3.

Nelson H. and Barbosa F. (2002), "The Balance-of-payments Constraint: From Balanced Trade to Sustainable Debt"; *Center for Economic Policy Analysis Working Paper* 2001.06.

Ozturk I. and Acaravci A. (2010), "An application of Thirlwall's law to the South African economy: Evidence from ARDL bounds testing approach" *African Journal of Business Management* Vol.4 (2), pp. 262-266, February, 2010.

Pagan A. (1984), "Econometric issues in the analysis of regressions with generated regressors", *International Economic Review*, 25, 1, p. 221-24.

Pasinetti, L. (1981), "Structural change and economic growth: a theoretical essay on the dynamics of the wealth of nations", *Cambridge University Press*.

___ (1993), "Structural dynamics: a theory of the economic consequences of human learning", *Cambridge: Cambridge University Press*.

Perraton J. (2003), "Balance of Payments Constrained Growth and Developing Countries: An examination of Thirlwall's hypothesis". *International Review of Applied Economics*, Volume 17, Issue 1, 2003.

Perron P. (1989), "The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis"; *Econometric* 57, 1961-1401.

Pesaran, M. H. Shin, Y. And Smith, R. J. (2001), "Bounds testing approaches to the analysis of level relationships", *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326.

Pesaran M.H. and Shin Y. (1999), "Autoregressive distributed lag modeling approach to cointegration analysis". in: S.Storm (Ed.) *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, chapter 11, *Cambridge University Press*.

Pesaran, M. H., Shin Y., and Smith.R. J. (1997), "Estimating long-run relationships in dynamic heterogeneous panels". *DAE Working Papers Amalgamated Series* 9721.

(1999), "Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels". *Journal of the American Statistical Association* 94: 621-634.

Phillips, P. C. and Hansen, B. E., (1990), "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I (1) Processes," *Review of Economic Studies*, Wiley Blackwell, vol. 57(1), pages 99-125.

Phillips, P. C. and Perron P. (1988), "Testing for Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*; 75,335-346.

Razmi A. (2005), "Balance of Payments Constrained Growth Model: The Case of India" http://scholarworks.umass.edu/econ_workingpaper/68.

Revuelta J. H. and Fidalgo J. S. (2000), "The External Constraint to the Economic Growth: New Evidence with New Data". <http://www-sre.wu-ien.ac.at/ersa/ersaconfs/ersa01/papers/full/244.pdf>.

Samimi A. J., Roozbeh Baloonejad Nouri R. B. and Hosseinzadeh R. (2011), "Foreign Trade and Economic Growth: Evidence of Thirlwall's Law in Iran" *Journal of Social and Development Sciences*, Vol. 2, No. 2, pp. 81-88, Aug 2011 (ISSN 2221-1152).

Setterfield, M. (2003), "Supply and Demand in Theory of Long Run Growth: Introduction to a symposium on demand-led growth" *Review of Political Economy*; Taylor and Francis Journals, Vol.15 (1) pp. 23-32.

Silverstovs, B. and Herzer, D. (2006), Export-led growth hypothesis: evidence for Chile. *Applied Economics Letters*, 13, pp. 319-324.

Soukiazis E., Pedro Cerqueira P. and Antunes M. (2011), "Growth rates constrained by internal and external imbalances: a demand orientated approach" *ESTUDOS DO GEMF* http://gemf.fe.uc.pt/workingpapers/pdf/2011/gemf_2011-12.pdf.

Soukiazis E., Pedro Cerqueira P. and Antunes M. (2012), "Causes of the Decline of Economic Growth in Italy and the Responsibility of EURO. A Balance-of-Payments Approach" *ESTUDOS DO GEMF*.

Stock H.J. and Watson M.W. (1993), "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems," *Econometrica*, Econometric Society, vol. 61(4), pages 783-820, July.

Tang T. C. (2005), "Balance-of-payments constrained growth model: Empirical Evidence from Malaysia" *IJMS* 12 (1), 59-75.

Tang T. C. (2006), "New evidence on export expansion, economic growth and causality in China", *Applied Economics Letters* 13, pp. 801-803.

Thirlwall, A. P. (2011), "Balance of payments constrained growth models: history and overview" *PSL Quarterly Review*, vol. 64 n. 259 (2011), 307-351.

Thirlwall, A.P. (2002), *The Nature of Economic Growth. An Alternative Framework for Understanding the Performance of Nations*. Cheltenham: Edward Elgar.

Thirlwall A. P. (1997), "Reflections on the concept of balance-of-payments-constrained growth" *Journal of Post Keynesian Economics*; Spring 1997; 19, 3; *ABI/INFORM Global* pg. 377.

Thirlwall A.P. (1979), "The balance of payments constraint as an explanation of international growth rate differences", *BNL Quarterly Review*, March.

Thirlwall A. P. and Hussain N. (1982), "The Balance of Payments Constraint, Capital Flows and Growth Rate Differences between Developing Countries"; *Oxford Economic Papers, New Series*, Vol.34, No 3, pp.498-510.

Annexe A : Valeurs critiques du bound-test

1%

T	Restricted intercept and no trend		Restricted intercept and trend	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
40	4.770	5.855	5.8937	7.337
45	4.800	5.758	5.920	7.197
50	4.695	5.725	5.817	7.303

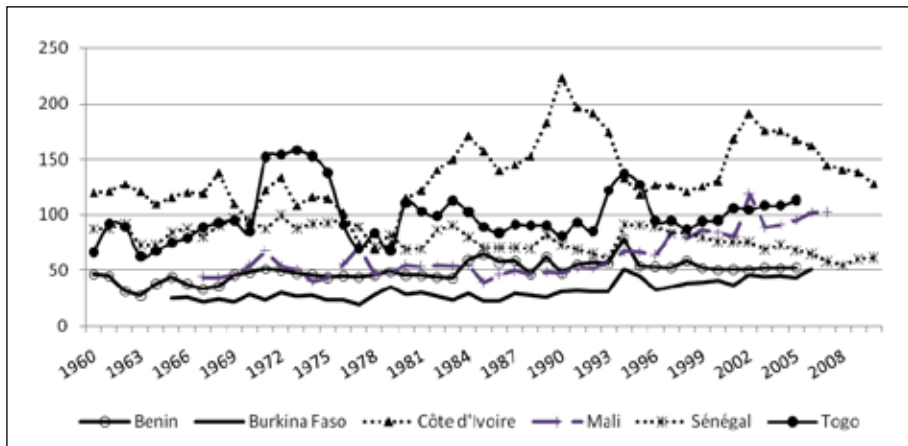
5%

T	Restricted intercept and no trend		Restricted intercept and trend	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
40	3.435	4.260	4.133	5.260
45	3.368	4.203	4.083	5.207
50	3.368	4.178	4.070	5.190

10%

T	Restricted intercept and no trend		Restricted intercept and trend	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
40	2.835	3.585	3.373	4.377
45	2.788	3.540	3.330	4.347
50	2.788	3.513	3.333	4.313

Annexe B : Evolution des taux de couverture des importations par les exportations



Annexe C : Evolution comparée des taux de croissance réalisés et des taux de croissance prévus

Bénin

Périodes	m	x	y	y _b
1961-1970	12,21	14,52	2,99	20,17
1971-1980	8,77	8,53	2,75	11,85
1981-1990	-3,22	-2,28	2,77	-3,16
1991-2000	4,10	3,67	4,80	5,10
2001-2005	2,20	3,03	3,88	4,21
1961-2005	5,10	5,77	3,39	8,01

Burkina Faso

Périodes	m	x	y	y _b
1966-1975	8,09	7,43	3,00	14,85
1976-1985	3,86	4,73	3,89	9,46
1986-1995	-0,95	6,78	3,49	13,55
1996-2006	4,74	9,87	5,88	19,75
1966-2006	4,12	6,57	4,06	13,14

Côte d'Ivoire

Périodes	m	x	y	y _b
1961-1970	13,57	10,53	8,88	8,10
1971-1980	7,27	9,91	5,48	7,62
1981-1990	-3,38	3,17	0,75	2,44
1991-2000	7,03	1,15	2,36	0,89
2001-2010	4,11	4,35	1,15	3,35
1961-2010	5,72	5,82	3,72	4,48

Mali

Périodes	m	x	y	y _b
1968-1977	2,42	7,38	4,71	3,73
1978-1987	10,90	6,22	0,13	3,14
1988-1997	3,92	9,84	3,63	4,97
1998-2007	5,62	8,09	5,75	4,09
1968-2007	5,72	7,88	3,56	3,98

Sénégal

Périodes	m	x	y	y _b
1961-1970	3,92	5,03	1,99	4,45
1971-1980	2,28	0,17	1,84	0,15
1981-1990	4,00	4,82	2,65	4,27
1991-2000	2,56	3,90	3,10	3,45
2001-2010	6,11	3,54	4,05	3,13
1961-2010	3,77	3,49	2,73	3,09

Togo

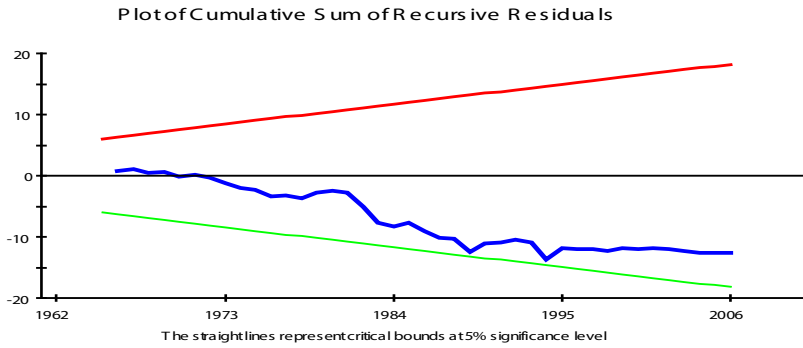
Périodes	m	x	y	y _b
1961-1970	7,95	11,99	8,40	7,99
1971-1980	12,30	18,83	4,41	12,56
1981-1990	2,03	-1,53	1,14	-1,02
1991-2000	0,40	0,35	2,57	0,23
2001-2005	2,96	6,64	2,17	4,43
1961-2005	5,37	7,33	3,91	4,88

Annexe D : Résultats des tests de racine unitaire sur y et y_b

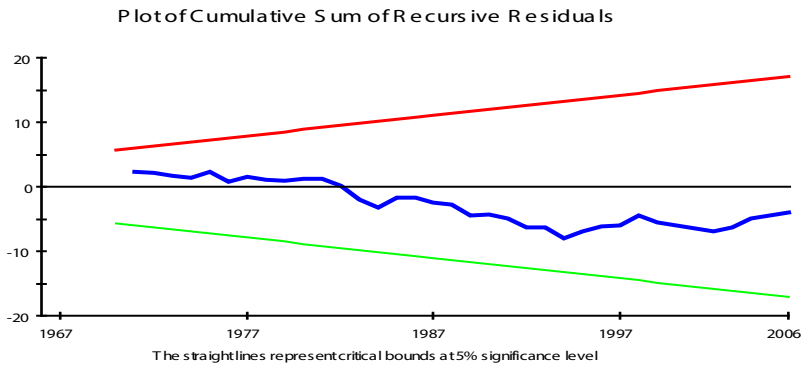
Test ADF sur y				
Pays	Trend	Z(t)	valeur Critique 5%	p-value de Z(t)
Bénin	non	-5,833	-2,947	0,0000
Burkina Faso	non	-7,106	-2,958	0,0000
Côte d'Ivoire	non	-4,831	-2,933	0,0000
Mali	non	-6,529	-2,961	0,0000
Sénégal	non	-9,891	-2,933	0,0000
Togo	non	-6,048	-2,947	0,0000
Test ADF sur y _b				
pays	Trend	Z(t)	valeur Critique 5%	p-value de Z(t)
Bénin	non	-4,631	-2,947	0,0000
Burkina Faso	non	-7,054	-2,958	0,0000
Côte d'Ivoire	non	-8,626	-2,933	0,0000
Mali	non	-8,174	-2,961	0,0000
Sénégal	non	-9,636	-2,933	0,0000
Togo	non	-8,180	-2,947	0,0000

Annexe E

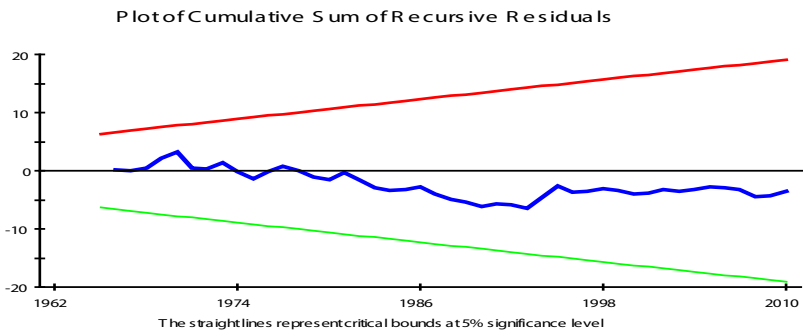
Bénin



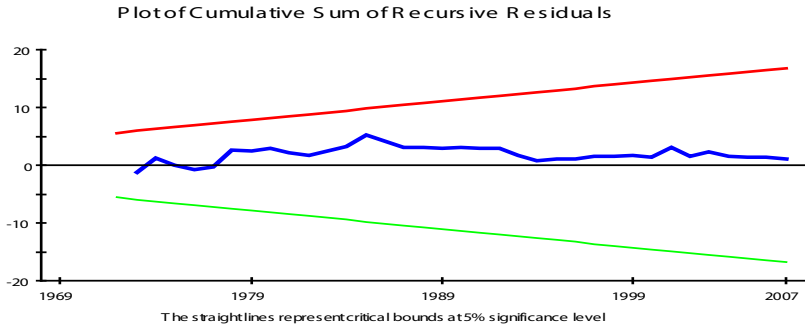
Burkina Faso



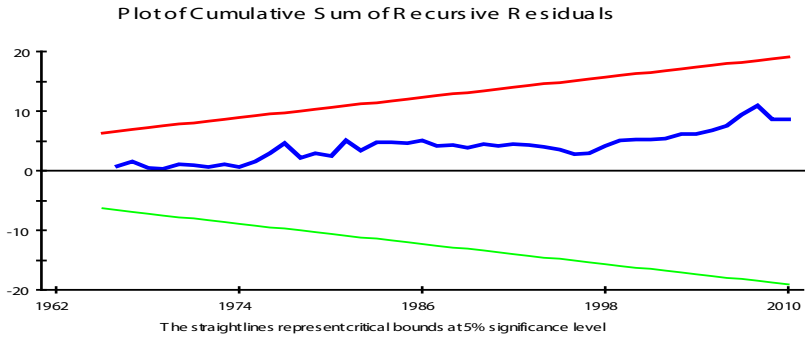
Côte-d'Ivoire



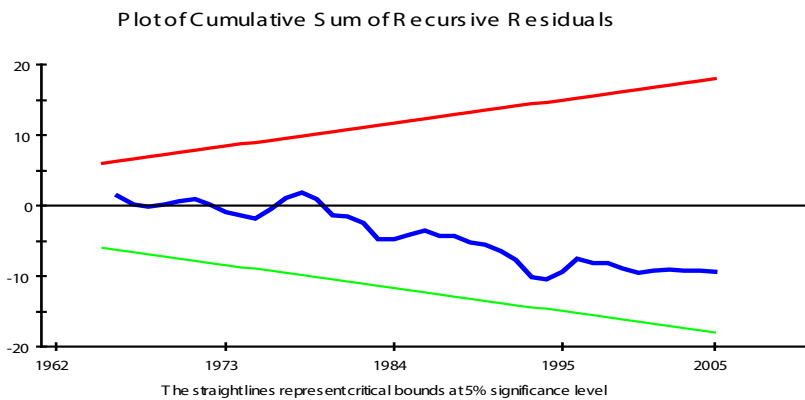
Mali



Sénégal



Togo



L'HYPOTHESE DES DEFICITS JUMEAUX : UNE EVALUATION EMPIRIQUE APPLIQUEE AUX PAYS DE L'UEMOA

Mahamadou DIARRA*

Résumé

La plupart des économies de l'UEMOA enregistrent simultanément des déficits budgétaires et extérieurs chroniques. L'objectif de la présente étude est de voir s'il y a une relation de cause à effet entre ces deux déficits à la lumière de la littérature sur la théorie des déficits jumeaux. A cet égard, la méthode de cointégration aux bornes, développée par Pesaran et alii (2001) dans le cadre de la modélisation ARDL, a été utilisée suivie du test de causalité. Les résultats montrent qu'il y a une relation causale de long terme allant du déficit budgétaire à celui du compte courant au Sénégal et au Togo. Pour le Burkina Faso et la Côte d'Ivoire, c'est plutôt le solde du compte courant qui « cause » le déficit budgétaire à long terme, tandis qu'au Bénin et au Mali, les deux variables se causent mutuellement. Pour le dernier pays de l'échantillon, c'est-à-dire le Niger, les résultats montrent qu'il n'y a aucun lien entre le déficit budgétaire et le déficit courant quel que soit l'horizon temporel considéré.

INFORMATIONS SUR L'ARTICLE

Historique de l'article : Soumis le 30 mai 2013.

Reçu en première version révisée le 17 septembre 2013.

Reçu en deuxième version révisée le 16 juin 2014.

Accepté le 17 juillet 2014.

Classification JEL : C22, C32, E62, F41, H62.

Mots clés : Déficit budgétaire, déficit du compte courant, déficits jumeaux, UEMOA.

Abstract

Most countries of West African Economic and Monetary Union (WAEMU) simultaneously experience chronic fiscal and external deficits. The objective of this study is to test empirically whether these deficits are related to the light of literature on the theory of twin deficits. In this regard, the method of bound test to cointegration by the ARDL approach was used. It allowed unsealing a long-term causal relationship running from the primary fiscal balance to the current in Togo. For Burkina Faso and Cote d'Ivoire, it is the current account which "causes" fiscal deficit in the long-term, while for Benin and Mali causation is bidirectional. The last country of the sample, namely Niger, the results show that there is no link between the fiscal deficit and the current account deficit neither in short-run nor in long-run.

ARTICLE INFORMATIONS

Article history : *Submitted May 30, 2013.*

Received in first revised form September 17, 2013.

Received in second revised form June 16, 2014.

Accepted July 17, 2014.

JEL Classification : *C22, C32, E62, F41, H62.*

Keywords : *Fiscal deficit, current account deficit, twin deficits, WAEMU*

* UFR-SEG/Université de Koudougou (Burkina Faso)

Mail : diarramahamadou2000@yahoo.fr / diarraahamed@gmail.com

INTRODUCTION

La relation entre le déficit budgétaire et le déficit extérieur courant attire beaucoup l'attention des milieux académiques et des praticiens dans l'analyse des effets de la politique budgétaire. L'idée au centre des développements est de savoir dans quelles mesures le déficit budgétaire de l'Etat agit sur l'évolution de la balance des transactions courantes et vice versa.

Dans les faits, la relation entre les deux variables est constatée par Godley et Cripps au milieu des années 1970 au Royaume Uni. Par ailleurs, les déficits courants élevés des Etats-Unis au cours des années 1980 ont ravivé le débat sur les causes qui ont généré ces déficits. Et l'expérience de la politique budgétaire de Reagan, qui s'est traduite par des réductions importantes d'impôts générant ainsi des déficits budgétaires considérables, a conduit certains observateurs à établir un lien de cause à effet entre le déficit budgétaire et le déficit du compte courant. En effet, il semble que les déficits budgétaires américains élevés de cette époque ont contribué à l'appréciation du dollar et à la dégradation du compte courant américain. C'est cette observation qui a donné naissance au débat sur les déficits jumeaux.

Tout récemment, la crise des dettes souveraines issues du sauvetage du système financier et des programmes de relance des économies industrialisées a remis au goût du jour la problématique des déficits jumeaux dans ces économies. En effet, dans ce contexte de consolidation budgétaire, surtout dans la Zone euro, des travaux cherchent à évaluer l'impact des politiques d'austérité sur l'équilibre extérieur. Ainsi, Trachanas et Katrakilidis (2013) montrent que l'hypothèse des déficits jumeaux est validée pour les pays comme l'Espagne, la Grèce, l'Irlande et le Portugal. De même, Bluedorn, J. et Leigh, D. (2011) attestent qu'une hausse du solde budgétaire de 1% permet d'améliorer le solde courant de 0,6% dans les pays de l'OCDE.

Dans l'UEMOA, même si la Zone a été relativement moins touchée par les dernières crises financière et économique, on constate qu'il y a un recours de plus en plus croissant au financement des déficits budgétaires par emprunts sur le marché financier régional depuis la signature du règlement n°06/2001 portant sur les Bons et Obligations du Trésor émis par voie d'adjudication par les Etats membres de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine¹.

Le recours croissant au financement des déficits budgétaires par emprunts sur le marché financier régional et les difficultés des gouvernements des pays de l'Union à respecter le critère du solde budgétaire de base équilibré ou excédentaire suscite naturellement des interrogations sur les effets des déficits de finances publiques

1- Par exemple, l'encours des emprunts d'Etat (Bons et Obligations du Trésor) dans l'UEMOA est passé de 140 milliards FCFA en 2004 à 565 milliards en fin juillet 2007. En d'autres termes, l'encours des emprunts d'Etat a été multiplié par quatre en l'espace de trois ans.

sur les fondamentaux de l'économie. En particulier, quel est le lien et le sens de causalité entre les soldes budgétaires et les soldes courants dans les économies de l'UEMOA ?

Pour des petites économies ouvertes comme celles de l'UEMOA² dont l'offre domestique est faible, une augmentation de la dépense publique peut produire deux résultats qui limitent l'effet multiplicateur tout en creusant le déficit extérieur :

1 - l'offre intérieure étant faible, l'achat de biens et services de l'Etat peut s'effectuer directement à l'extérieur. Cela accroît les importations;

2 - l'expansion de la dépense publique ou la diminution des impôts accroît les revenus disponibles des ménages. Comme la demande globale est fortement tournée vers l'extérieur, il en résulte un accroissement des importations pour satisfaire la demande supplémentaire.

Dans les deux cas, le déficit budgétaire peut être à la base de la détérioration du solde du compte extérieur courant.

Ainsi, par le canal de la demande nationale d'importation, il y a une forte présomption que les déficits budgétaires génèrent à termes des déficits chroniques des comptes extérieurs. Dans cette perspective, l'objectif de l'étude est d'évaluer cette relation de causalité au sens de Granger entre le solde budgétaire et le solde courant. Son intérêt réside dans le fait qu'elle va participer à l'identification des déterminants des déficits courants des pays de l'UEMOA, notamment les déterminants exogènes liés à l'action discrétionnaire des Etats. En effet, selon les différents rapports de la Commission sur la surveillance multilatérale des pays de l'UEMOA, on sait que les pays membres de l'Union ont réalisé des efforts importants en termes d'assainissement des finances publiques depuis l'instauration du processus de surveillance multilatérale en 1994. Cependant, ce qui n'est pas souvent analysé dans la littérature, c'est le lien entre les différents indicateurs, notamment le lien entre les efforts réalisés en termes de réduction des déficits budgétaires et l'amélioration du compte courant de la balance des paiements. A cet égard, la présente étude permet de combler ce vide en explorant la relation de causalité entre l'évolution des soldes budgétaires et celle des soldes courants des pays membres de l'Union.

La suite de l'étude présente dans une première section le cadre analytique de l'hypothèse des déficits jumeaux. La deuxième section fait le point sur la littérature relative à l'hypothèse des déficits jumeaux. Nous présentons ainsi les études théoriques

2- Sur la période de 1970 à 2006, le ratio moyen des importations sur le PIB du Togo par exemple est de 45,43%, tandis que celui des exportations est de 37 %, avec un degré d'ouverture atteint 45,62%. Pour le Sénégal, ces paramètres sont de 37%, 29,41% et de 33,21% respectivement. Noter que pour la France par exemple, en 2005 le ratio des importations est 27,66%. Celui des exportations vaut 28,56% et le degré d'ouverture est de 28,11% (calcul de l'auteur à partir des Indicateurs du Développement de la Banque Mondiale, WDI, 2012).

et empiriques qui s'intéressent à la question. La troisième section est consacrée à l'analyse empirique. Elle présente d'abord quelques faits stylisés sur la relation entre les deux variables avant de procéder à la vérification économétrique de la relation entre les deux soldes pour 7 pays de l'UEMOA³. Enfin, la dernière section conclut.

I - CADRE ANALYTIQUE DE L'HYPOTHÈSE DES DEFICITS JUMEAUX

Le cadre analytique de l'hypothèse des déficits jumeaux est dérivé de l'identité établie par la comptabilité nationale en économie ouverte. En effet, en économie ouverte, l'identité qui traduit l'égalité entre ressources et emplois se présente comme suit :

$$Y = C + I + G + (X - M) + TN \quad (1)$$

Avec C la consommation finale des ménages, I l'investissement, G Les dépenses publiques incluant les transferts, X les exportations de biens et de services, M les importations de biens et de services, TN la somme du solde des transferts courants et le solde des revenus et Y le revenu national, c'est-à-dire le PIB augmenté du solde des transferts courants et de celui des revenus des facteurs (TN).

En posant CA le compte courant, on a donc :

$$CA = (X - M) + TN \quad (2)$$

Ainsi, l'équation (1) devient :

$$Y = C + I + G + CA \quad (3)$$

Par ailleurs, on sait que l'épargne domestique (S) est donnée par :

$$S = Y - C - G \quad (4)$$

Dans ce cas, (4) dans (3) donne :

$$S = I + CA \quad (5)$$

Ainsi, selon l'équation (5), si pour un pays donné, et à une période donnée, on observe un déficit du compte courant, il peut être interprété soit comme une insuffisance de l'épargne par rapport à un niveau d'investissement donné, soit comme un excès d'investissement pour un niveau donné d'épargne.

3- La Guinée-Bissau n'est pas retenue dans l'échantillon d'analyse compte tenu du manque de séries longues sur les variables d'intérêt.

En outre, on peut désagréger l'épargne domestique en la ventilant en épargne publique et privée. En effet, en partant de l'équation (4) et en remarquant que $Y = Y_d + T$ on a :

$$S = Y_d + T - C - G = (Y_d - C) + (T - G) = S_p + S_g \quad (6)$$

Avec Y_d le revenu disponible, T les impôts, S_p l'épargne privée et S_g l'épargne publique

Ainsi, à partir de l'équation (6), l'équation (5) devient :

$$S_p + S_g = I + CA \quad (7)$$

Soit :

$$CA = S_p + S_g - I \quad (8)$$

Selon l'équation (8), le solde courant (CA), l'investissement (I), l'épargne privée (S_p) ainsi que le solde budgétaire (S_g) sont déterminés conjointement. En effet, même si cette égalité à elle seule, ne peut permettre d'identifier toutes les causes d'un changement survenant dans la balance courante, elle peut néanmoins nous fournir certaines clés d'analyse. Ainsi, on peut admettre à partir de cette identité comptable que toute détérioration du solde budgétaire de l'état s'accompagne, toute chose égale par ailleurs, d'une dégradation du compte courant extérieur et inversement toute amélioration du premier contribue à améliorer le second.

En d'autres termes, le déficit du compte courant est le reflet du déficit des finances publiques. Et c'est cette relation qu'on qualifie de déficits jumeaux, c'est-à-dire, la coexistence d'un déficit des finances publiques et d'un déficit du compte courant extérieur.

Cependant, il faut, selon Krugman et al. (2009), se garder de voir systématiquement une relation de causalité entre les deux déficits. En effet, deux situations peuvent permettre de comprendre qu'il peut ne pas y avoir une relation causale entre les deux déséquilibres :

1 - un accroissement du déficit budgétaire peut provoquer (par effet d'éviction) une diminution de l'investissement privé ;

2 - si les agents économiques privés anticipent un alourdissement futur de la charge fiscale face au surcroît de service de la dette à assurer, du fait de la détérioration du solde budgétaire, ils peuvent décider d'accroître leur épargne⁴.

4- Ceci correspond à l'hypothèse de l'équivalence ricardienne.

Dans ces deux cas, la réaction du secteur privé à la politique budgétaire peut laisser le compte courant inchangé. C'est pourquoi, de nombreuses études s'évertuent à trouver des fondements théoriques et empiriques à l'hypothèse de la relation entre le déficit des finances publiques et celui du compte courant. La section qui suit est consacrée à cette littérature.

II - REVUE DE LA LITTERATURE

Du point de vue théorique et empirique, la relation entre le déficit budgétaire et celui du compte courant suscite des développements souvent divergents. Sur le plan théorique, deux points de vue s'opposent : la première approche qui atteste une relation de cause à effet entre le déficit budgétaire et celui du compte courant, et le point de vue classique fondé sur la neutralité de la politique budgétaire sur les variables réelles.

Dans la littérature qui affirme l'hypothèse des déficits jumeaux, l'une des premières approches théoriques est la théorie « behaviouriste » de la Nouvelle Ecole de Cambridge représentée par Godley et Cripps (1974). Selon cette école, le gap de financement du secteur privé ($S_p - I$) de l'équation (8) est un paramètre relativement stable et faible. Par conséquent, tout déficit budgétaire conduit à une détérioration du compte courant. Selon donc l'hypothèse behaviouriste, il existe un lien total et unilatéral allant du déficit budgétaire vers le déficit du compte courant.

Par ailleurs, dans l'optique keynésienne, le déficit des finances publiques a un impact significatif sur la balance des transactions courantes d'un pays. En effet, les études de Fleming (1962), Mundell (1963), Kearney et Monadjemi (1990) et de Haug (1996) montrent que le déficit public cause le déficit extérieur courant à travers les canaux du taux d'intérêt et du taux de change. Ainsi, dans le modèle IS – LM – BP pour une petite économie ouverte, un accroissement du déficit budgétaire pourrait induire une pression à la hausse sur les taux d'intérêt. Cela pourrait causer l'entrée de capitaux étrangers. Cette entrée de capitaux entraîne une appréciation de la monnaie nationale à travers la demande élevée des actifs domestiques induisant une détérioration du compte courant, à travers le découragement des exportations et l'encouragement des importations. Ainsi, selon la théorie traditionnelle keynésienne, le sens de causalité entre le déficit budgétaire et le déficit extérieur part du premier vers le second.

En outre, dans les prolongements de l'hypothèse behaviouriste et celle de l'approche keynésienne traditionnelle, Bispham (1975) montre que le sens de causalité va du déficit extérieur vers celui des finances publiques. Selon cet auteur, lorsque les exportations augmentent suite à une expansion de la demande mondiale, le solde du compte courant s'améliore. La production et l'emploi domestiques s'accroissent, ce qui est de nature à améliorer les recettes fiscales et partant le solde budgétaire. De ce fait, une amélioration du solde extérieur entraîne une amélioration du solde budgétaire.

Ainsi, selon les deux approches, l'hypothèse de déficits jumeaux est théoriquement valide même si le sens de causalité ne fait pas l'unanimité.

Cependant, la nouvelle théorie classique récuse la relation causale entre les déficits budgétaire et extérieur. En effet, selon l'hypothèse de l'équivalence ricardienne,⁵ il n'y a aucune relation entre les deux variables. En d'autres termes, le déficit extérieur n'est pas la conséquence du déficit des finances publiques. Selon cette vision, les changements dans les dépenses publiques et/ou dans les recettes publiques n'ont pas d'effets réels sur le taux d'intérêt réel, l'investissement ou le solde du compte courant ; dans la mesure où le creusement du déficit budgétaire (diminution de l'épargne publique) est compensé par la constitution d'épargne privée supplémentaire équivalente. Cependant, cette hypothèse peut ne pas s'appliquer dans le cas particulier des pays en développement où les marchés de l'assurance et du crédit sont imparfaits. Par ailleurs, les contraintes de liquidités limitent la possibilité pour les agents de lisser leur consommation dans le temps qui dépend davantage du revenu courant que du revenu permanent.

Comme on peut le voir, la théorie économique reste ambiguë dans l'explication du lien de causalité entre le déficit des finances publiques et celui du compte courant. Ces différentes approches théoriques souvent opposées constituent le point d'ancrage de l'importante littérature empirique qui s'est développée par la suite. En effet, de nombreuses études empiriques testent l'hypothèse des déficits jumeaux en recourant à différentes méthodes. Elles aboutissent à des résultats parfois divergents.

Les premiers travaux empiriques qui valident l'hypothèse des déficits jumeaux portent sur les Etats-Unis. Hutchison et Pigott (1984) présentent un modèle macroéconomique théorique qui met en relation le déficit budgétaire, le taux d'intérêt, le taux de change et le compte courant pour une économie ouverte en régime de change flexible. Leur modèle suggère que le déficit budgétaire tend à accroître le taux d'intérêt domestique, ce qui pousse à la hausse le taux de change réel conduisant en dernier ressort à la dégradation du compte courant. En appliquant ce modèle au cas américain, ils montrent que la politique de déficit budgétaire est la cause principale du déficit extérieur. De même, Bundt et Solocho (1988), en utilisant un modèle standard de portefeuille à deux pays, montrent que l'accroissement de la dette publique américaine est à l'origine de l'appréciation du dollar américain relativement au Mark allemand et au dollar canadien sur la période de 1973II à 1987II. Selon Bundt et Solocho, cela met en exergue le lien entre le déficit budgétaire et le déficit commercial dont le canal de transmission est le taux de change. En outre, les travaux d'Abell (1990) et de Rosensweig et Tallman

5- L'hypothèse d'équivalence ricardienne (Barro, 1974), est fondée sur l'idée que lorsque l'Etat génère un déficit par une baisse des impôts (ou une hausse des dépenses publiques), les ménages anticipent une hausse des impôts futurs. La valeur actualisée des impôts futurs anticipés sera exactement égale à la baisse des impôts courants. En conséquence, la richesse des ménages ne change pas et la baisse des impôts n'a pas d'effet sur l'activité.

(1993) qui utilisent l'identité établie par l'équation (10) ci-dessus montrent qu'il y a un lien fort entre le déficit commercial et le déficit budgétaire américains.

Cependant, Feldstein (1992) montre qu'il n'y a pas de lien entre le déficit commercial et le déficit budgétaire américains au cours des années 1980. Il affirme que le gap d'épargne qui conduit au déficit extérieur n'est pas dû à l'accroissement du déficit budgétaire mais plutôt à une forte baisse de l'épargne privée. Le déficit budgétaire tend à accroître les taux d'intérêt réels et à évincer l'investissement privé et les exportations nettes. Cette idée a été, selon l'auteur, la principale explication du grand déficit du compte courant américain dans les années 1980. Selon l'auteur, l'effet adverse le plus important de ce faible taux d'épargne n'est pas sur le compte courant mais sur la croissance économique à long terme.

Dans le cadre des pays de l'OCDE, Piersanti (2000) s'appuie sur un modèle d'équilibre général qui intègre les anticipations sur les déficits budgétaires pour apprécier la relation entre les déficits budgétaire et extérieur. Ses résultats empiriques soutiennent fortement l'hypothèse des déficits jumeaux dans la plupart de ces pays sur la période 1970-1997. De ce fait, l'hypothèse des déficits jumeaux est valide quand les anticipations sur les déficits budgétaires sont prises en compte. Ce résultat semble contredire l'hypothèse d'équivalence ricardienne qui prétend que les anticipations des déficits budgétaires annihilent les effets de la politique budgétaire.

Dans le cas des pays en développement, quelques études testent l'hypothèse des déficits jumeaux. Par exemple, Islam (1998) examine la relation causale entre les deux variables au Brésil de 1973 :1 1991 :4. En utilisant les tests de causalité de Granger, il met en exergue une relation causale bidirectionnelle entre les deux déficits. De même, Khalid et Guan (1999) utilisent la technique de cointégration proposée par Johansen et Juselius (1990) pour examiner cette relation causale entre les deux soldes. Leur étude s'applique à cinq pays développés (USA, RU, France, Canada et Australie) et cinq pays en développement (Inde, Indonésie, Pakistan, Egypte et Mexique). Elle couvre la période allant de 1950 à 1994 pour le premier groupe de pays et de 1955 à 1993 pour le second groupe. Les résultats mettent en évidence une forte corrélation statistiquement significative entre les deux déficits à long terme dans les deux groupes de pays. De plus, ils montrent que la corrélation est plus forte dans les pays en développement que dans les pays développés. Quant au sens de causalité, les deux auteurs obtiennent des résultats ambigus. Par exemple, pour l'Inde, la relation est bidirectionnelle tandis que pour l'Indonésie et le Pakistan, la relation causale va du déficit extérieur au déficit budgétaire. Ils expliquent cette relation inverse par le fait que le déficit extérieur est

financé par des emprunts extérieurs ; cela contribue à alourdir la dette. Le poids élevé de la dette extérieure engendre un service de la dette important, toute chose qui creuse le déficit budgétaire. Aussi, Lau et Baharumshah (2004) examinent-ils la relation entre les deux soldes dans le cas de la Malaisie en utilisant le test de Wald modifié (MWALD) développée par Toda et Yamamoto (1995)⁶. Leur résultat empirique atteste l'existence de lien de causalité bidirectionnel entre le déficit budgétaire et celui du compte courant.

Pour le cas spécifique des pays de l'Afrique au Sud du Sahara (ASS), des travaux récents adressent la question. On peut citer par exemple l'étude de Omoniyi et *alii* (2012) qui porte sur le Nigéria. Ces auteurs utilisent le test de causalité de Granger pour mettre en exergue un lien bidirectionnel entre les deux soldes. Il s'agit également de l'étude de Kwame (2013) dont les résultats valident l'hypothèse keynésienne des déficits jumeaux au Ghana.

Par ailleurs, la crise des dettes souveraines que les économies industrialisées connaissent depuis 2008 suscite un regain d'intérêt pour le thème. Dans cette perspective, un ensemble d'études effectuées au sein du FMI, sur données de panel, confirment en général l'hypothèse des déficits jumeaux. De ces travaux, on peut citer Endegnanew. et *alii* (2012) qui, à travers un panel de 155 pays dont 42 petits pays, montre qu'une amélioration du déficit budgétaire de 1 point de pourcentage se traduit par une amélioration du solde courant de 0,4%. Il s'agit également des travaux empiriques d'Abbas et *alii* (2010) qui prouvent que l'amélioration du compte courant est de 0,2 à 0,3% du PIB suite à une amélioration du solde budgétaire de 1%.

Cependant, lorsque Algieri (2013) réévalue la relation de long terme entre les deux variables dans les pays de l'UE les plus durement frappés par la crise de la dette (Espagne, Grèce, Irlande, Italie et Portugal), ses résultats supportent l'hypothèse ricardienne. Cela l'amène à conclure que les programmes de consolidation budgétaires en cours dans ces pays n'auront pas d'impacts significatifs sur leur croissance économique.

De façon générale, on retient, comme l'atteste le tableau 1 ci-dessous, que les résultats empiriques sur le lien causal entre le déficit budgétaire et le déficit extérieur sont mitigés. Au regard du résultat trouvé, quatre groupes de travaux se dégagent de la littérature empirique :

- le premier type de travaux est celui qui corrobore l'hypothèse keynésienne (Hypothèse 1). Ce groupe de travaux aboutissent au résultat selon lequel le lien de causalité entre le solde budgétaire et le solde courant va du premier vers le second (Vamvoukas, 1999 ; Endegnanew. et *alii.*, 2012 ; Trachanas E. et *al.*

6- TODA et YAMAMOTO (1995) "Statistical inference in vector autoregressive with possibly integrated processes".

2013 ; Hutchison et al., 1984 ; Bachman, 1992 ; Piersanti, 2000 ; Leachman et al. 2002 etc.).

- le deuxième groupe concerne les travaux qui mettent en exergue un lien causal allant du déficit du compte courant à celui du budget de l'Etat (Hypothèse 2) (Alkswani, 2000 ; Marashdeh H. et al. 2006 ; Marinheiro, 2007 ; Ardiyanto, 2010 etc.).
- le troisième groupe de travaux établit un lien bidirectionnel entre les deux variables (Hypothèse 3) (Islam, 1998 ; Lau et alii, 2004 ; Mukhtar et alii, 2007).
- le dernier groupe d'études valide l'hypothèse d'équivalence ricardienne (Hypothèse 4) (Haliciglu et al, 2013 ; Sobrino, 2013 ; et; Algieri B., 2013).

Comme on peut le constater, à notre connaissance, aucune analyse empirique appliquée spécifiquement aux pays de l'UEMOA n'a été entreprise en la matière. Or, il est important de savoir si des efforts d'assainissement des finances publiques, enregistrés dans le cadre de la surveillance multilatérale, permettent dans une certaine mesure d'équilibrer les comptes extérieurs ce d'autant plus que ces deux variables constituent des indicateurs de convergence de la Zone.

Résumé des travaux empiriques

Auteurs	Pays ou régions	Méthodologies	Hypothèse confirmée
Abell (1990)	Etats-Unis	VAR réduit	H1
Acaravci and Ozturk (2008)	Turquie	Cointégration-MCE	H1
Ahmad Z. and alii (2009)	ASEAN-5	Cointégration -VECM	Mitigés
Algieri B. (2013)	Zone Euro	VAR réduit – Test de Wald Modifié	H4
Altıntas, H., Taban, S. (2011)	Turquie	Cointégration-ARDL-VECM	H1
Artatrana R. (2011)	Inde	Cointégration-ARDL-VECM	H4
Asrafuzzaman, alii. (2013)	Bangladesh	Cointégration -VECM	H3
Bachman (1992)	Etats-Unis	VAR réduit	H1
Bhattacharya's (1997)	Etats-Unis	VAR réduit	H4
Chawki et Ali Awdeh (2013)	Liban	Cointégration -VECM	H3
Evan and alii (2010)	5 pays de l'Asie	Cointégration -VECM	Mitigé
Hakro (2009)	Pakistan	Cointégration -VECM	H1
Haliçioğlu and al. (2013)	Turquie	Cointégration-ARDL-VECM	H4
Marinhoiro, C.F. (2013)	Egypte	Cointégration -VECM	H2
Mehmet N. et Filiz G. (2013)	OCDE	Cointégration-Panel	H1
Muhammad and alii (2012)	Pakistan	Cointégration-ARDL - Test de Wald Modifié	H1
Peilin V. L. (2013)	Turquie	VAR réduit – Test de Wald Modifié	H2
Phouthanouphet S. et al. (2013)	Lao PDR	Cointégration-ARDL-VECM	H3
Sobrino C. R. (2013)	Pérou	VAR réduit – Test de Wald Modifié	H4
Tahir M. and alii (2007)	Pakistan	Cointégration – MCE- VAR réduit	H3
Pahlavani M. et al. (2009)	Philippines	VAR réduit – Test de Wald Modifié	H3
Sivaraajasingham S. and al (2010)	Sri Lanka	Cointégration -VCEM	H1
Saleh, S. A. (2006)	Liban	Cointégration-ARDL-VECM	H2
Kwame A. N., (2013)	Ghana	VAR structurel	H1
Saeed, S. et Khan, M. A. (2012)	Pakistan	Cointégration-ARDL-VECM	H3
Omoniyi et alii (2012)	Nigéria	Cointégration VCEM	H3
Trachanas E. et al. (2013)	Zone Euro	Cointégration (Gregory and Hansen)	H1

Source : Auteur.

III - ANALYSE EMPIRIQUE

Nous exposons d'abord les données et les faits stylisés avant d'aborder l'analyse économétrique.

3.1 - Données et faits stylisés

Comme variable budgétaire, nous retenons le solde budgétaire primaire hors dons (Sg). La série est issue des Tableaux des Opérations Financières des Etats (TOFE) tirés de la Base de données de la BCEAO. Quant aux données sur le compte courant (CA), elles sont issues de la base de données du FMI (World Economic Outlook Database, April 2013). Pour tous les sept pays retenus, nous utilisons des séries annuelles qui couvrent la période allant de 1980 à 2012 (33 ans).

Les graphiques ci-dessous permettent d'apprécier l'évolution conjointe des deux soldes pour sept 7 pays de l'UEMOA. Le fait marquant est que la plupart des pays connaissent à la fois des déficits budgétaires et des déficits de leur compte courant. En effet, à l'exception de la Côte d'Ivoire qui enregistre un solde courant excédentaire, les autres pays membres de l'Union connaissent à la fois des déficits budgétaires accompagnés de déficits courants souvent très élevés. Toutefois, il est difficile de déceler une corrélation claire entre les deux variables surtout dans le cas des pays comme le Niger. En revanche, pour la Côte d'Ivoire, le Mali et le Sénégal, on peut noter que les deux variables évoluent en général dans le même sens. Ce qui tend à soutenir l'hypothèse des déficits jumeaux même si le sens de causalité ne peut être détecté à travers l'analyse graphique.

Ce que l'on peut observer par ailleurs, c'est la tendance à l'amélioration des soldes budgétaires depuis le milieu des années 1990 jusqu'au début de 2000. Cette tendance à l'amélioration des finances publiques pourrait être le résultat du processus de surveillance multilatérale instaurée en 1994 et formalisée en 1999. Cependant, le processus d'assainissement des finances publiques semble s'essouffler à partir de 2001 : le solde budgétaire de base de l'ensemble de la Zone passe d'un excédent de 0,1% du PIB en 1997 à un déficit de 2,1% en 2006, soit une baisse de 2,1 points. Cette tendance défavorable des finances publiques de la Zone est imputable à la situation de certains pays : le Niger et le Burkina Faso. La dégradation de la situation budgétaire de l'UEMOA est également imputable à un deuxième groupe de pays qui ont laissé filer leurs déficits après avoir enregistré des excédents sur la période 1997-1999. Il s'agit du Sénégal, du Mali et de la Côte d'Ivoire dans une moindre mesure.

Concernant l'évolution du solde courant, on peut noter des disparités plus ou moins importantes. Les déficits courants de certains pays, notamment le Burkina Faso, le Mali, le Niger et le Sénégal ont tendance à se creuser sur la dernière décennie. Au cours de la décennie 1980 (1980-1989), le déficit courant annuel moyen du Burkina Faso était de 2,6% du PIB. Ce déficit sera multiplié par quatre (8,5% du PIB) deux

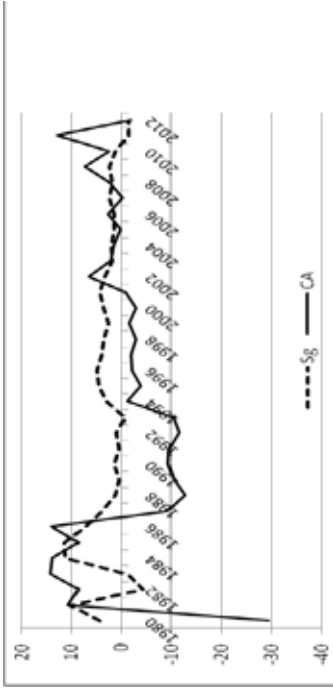
décennies plus tard (2000-2012). Dans le cas du Mali, le déficit courant est passé de 3,7% du PIB dans les années 1980 à 7,6% dans les années 2000. Enfin, le déficit extérieur du Niger est passé de 5% du PIB dans les années 1980 à 7,5% au cours de la dernière décennie. Cette tendance à la dégradation du compte courant traduit la baisse tendancielle des capacités à exporter de ces pays. Il est également dû à l'accélération des importations, en liaison avec la hausse des prix des principaux produits importés dans le sillage des crises alimentaires et énergétiques mondiales, ainsi que de la hausse des approvisionnements en produits alimentaires et en biens d'équipement et intermédiaires, en ligne respectivement avec la récurrence des déficits agricoles et le dynamisme des investissements publics et privés⁷.

Au total, même si la Côte-d'Ivoire enregistre durablement un solde courant excédentaire, ce dernier ne suffit pas pour contrebalancer les déficits chroniques des autres pays membres de l'Union. A cet égard, l'UEMOA dans son ensemble présente un solde courant structurellement déficitaire, en raison principalement de l'écart négatif entre l'épargne et l'investissement du secteur public (BECEAO, 2012)⁸. Ce gap d'épargne publique est largement financé par l'aide publique dont bénéficient ces pays.

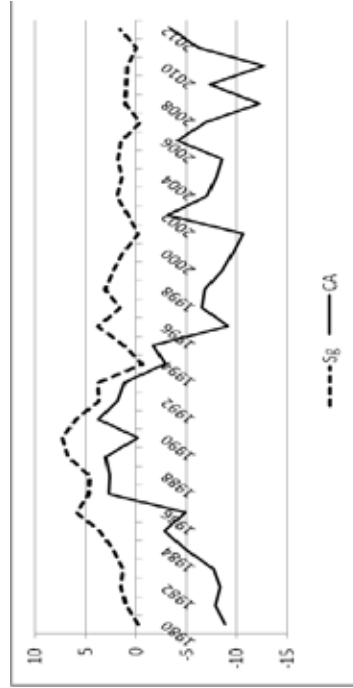
7- Cf. *Rapport de la BCEAO sur l'Analyse de l'évolution du commerce extérieur de biens et services de l'UEMOA au cours de la période 2000-2011*

8- Cf. *BCEAO (2012) « Analyse de la Viabilité et des Déterminants du Déficit Courant des Pays de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA) » ; document de travail.*

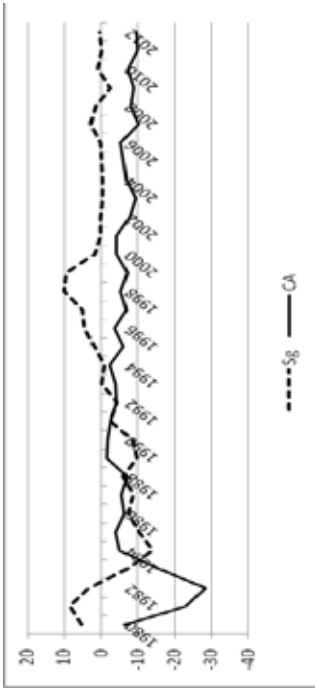
Côte d'Ivoire



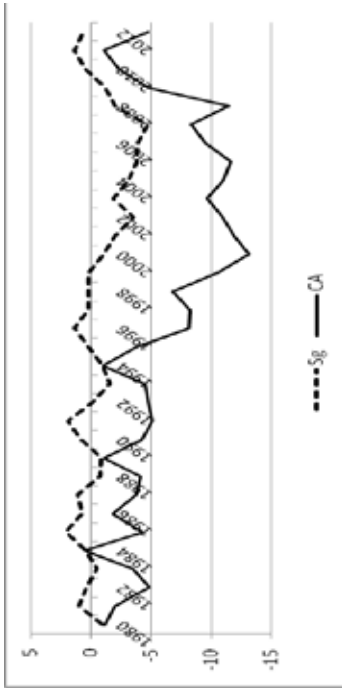
Mali



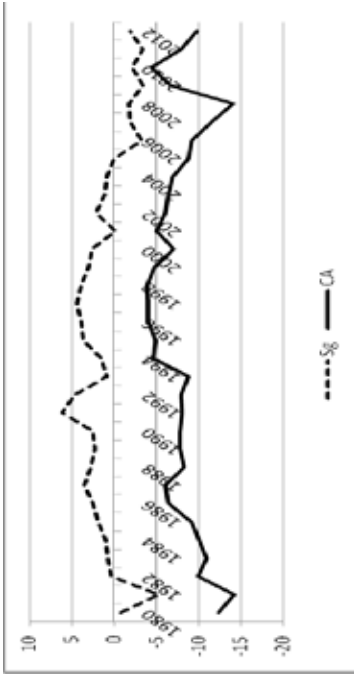
Bénin



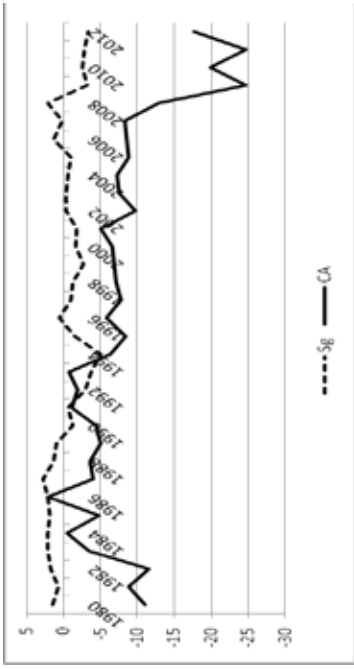
Burkina



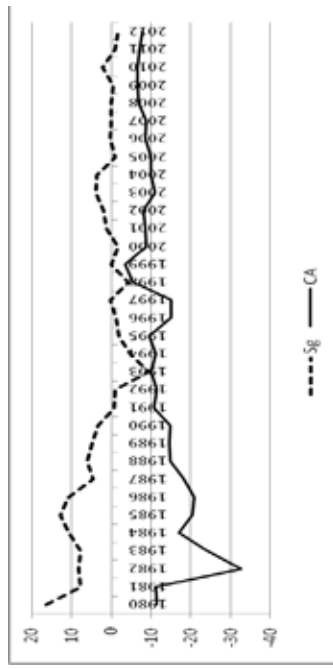
Sénégal



Niger



Togo



Source : Construit par l'Auteur à partir des données de la BCEAO.

3.2. Analyse économétrique

Il s'agit de présenter successivement l'approche méthodologique et les résultats issus des estimations économétriques.

- *Méthodologie*

La méthodologie retenue consiste en deux étapes : la méthode retenue pour explorer les relations de long terme entre le solde budgétaire et le solde courant (tests de cointégration) d'une part, les tests de causalité entre ces deux variables, d'autre part.

- *Test de cointégration : la modélisation ARDL et l'approche du test aux bornes*

Le test de cointégration à travers la modélisation ARDL a été proposé par Pesaran et al. (2001). Il est connu sous le nom de test de cointégration aux bornes (bound-test to cointegration) et présente des avantages majeurs par rapport aux tests classiques de cointégration.

En effet, le test de cointégration de Engel et Granger (1987) est inefficace et peut conduire à des résultats contradictoires surtout quand on est en présence de plus de deux variables de type I(1) (Pesaran et Pesaran, 1997). Cette limite justifie les tests de Johansen (1988 ; 1991) et Johansen et Juselius (1990) qui sont utilisés dans le cas multivarié. Ces derniers sont fondés sur la méthode de maximum de vraisemblance et permettent le test de cointégration en une seule étape dans le cadre d'un modèle VAR avec correction d'erreur. Mais une des limites importantes communes à ces tests traditionnels vient du fait que les variables du système doivent être intégrées du même ordre. Qu'en est-il si cette condition n'est pas remplie ?

Le test de cointégration aux bornes de Pesaran et al. (1996), Pesaran et Shin (1995) et Pesaran et Pesaran (2001) est une méthode générale de test de cointégration qui permet de répondre à cette question. Il s'agit d'une méthode qui peut être appliquée sur des variables I(0) et/ou I(1). De plus, contrairement aux tests traditionnels de cointégration multivariés, qui sont valables pour des échantillons de taille importante, le test de cointégration aux bornes est indiqué pour les études utilisant un échantillon de taille modeste (Insel et Kayikçi, 2013 ; Verma, 2007) comme c'est le cas ici.

Ainsi, en considérant les deux variables d'intérêt c'est-à-dire le solde budgétaire primaire (Sg) et le solde du compte courant (CA), le modèle ARDL se présente comme suit :

$$\Delta Sg = \alpha_{0G} + \sum_{i=1}^p b_{iG} \Delta Sg_{t-i} + \sum_{i=1}^p c_{iG} \Delta CA_{t-i} + \gamma_1 Sg_{t-1} + \gamma_2 CA_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (9)$$

$$\Delta CA = \alpha_{0A} + \sum_{i=1}^p b_{iA} \Delta CA_{t-i} + \sum_{i=1}^p c_{iA} \Delta Sg_{t-i} + \lambda_1 CA_{t-1} + \lambda_2 Sg_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (10)$$

Le test de cointégration aux bornes consiste à estimer le modèle ci-dessus et à utiliser le F-test pour déterminer s'il existe une relation de long terme entre les deux variables. Pour les deux équations, il s'agit de tester les hypothèses suivantes :

Pour l'équation (9) :

$$H_0 : \gamma_1 = \gamma_2 = 0$$

$$H_1 : \gamma_1 \neq \gamma_2 \neq 0$$

H_0 signifie qu'il n'existe pas de relation de long terme entre le Sg et CA.

De façon analogue, pour (10) on teste :

$$H_0 : \lambda_1 = \lambda_2 = 0$$

$$H_1 : \lambda_1 \neq \lambda_2 \neq 0$$

Ainsi, dans (9) ou dans (10), si H_0 est rejeté, cela dénote l'existence de relation de long terme et de court terme entre le solde budgétaire et le compte courant. Par contre, si H_0 est accepté, il n'y a pas de relation de long terme entre les deux variables.

Quelle que soit la situation, le résultat du bound-test conditionne le modèle à estimer pour déterminer les liens causaux entre ces variables. Ces derniers sont évalués à travers le test de causalité de Granger.

– *Le test de causalité de Granger*

Dans chacun des deux cas définis ci-dessus, s'il y a une relation de long terme entre les variables (rejet de H_0), le test de causalité de Granger simple est augmenté par un terme à correction d'erreur retardé d'une période. En d'autres termes, il s'agit d'estimer le système formé par les équations suivantes :

$$\Delta Sg = \alpha'_{0G} + \sum_{i=1}^p b'_{iG} \Delta Sg_{t-i} + \sum_{i=1}^p c'_{iG} \Delta CA_{t-i} + \pi_1 ECT_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (11)$$

$$\Delta CA = \alpha'_{0A} + \sum_{i=1}^p b'_{iA} \Delta CA_{t-i} + \sum_{i=1}^p c'_{iA} \Delta Sg_{t-i} + \pi_2 ECT_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (12)$$

Avec, dans chaque équation, ECT le terme à correction d'erreur retardé dérivé de la relation de cointégration de long terme. Ainsi, dans (11) par exemple la relation de long terme est donnée par l'équation (13) si l'on admet que les séries ne présentent pas de trend :

$$Sg_t = \alpha_0 + \alpha_1 CA_t + \mu_t \Rightarrow ECT_t = \hat{\mu}_t = Sg_t - \hat{\alpha}_0 - \hat{\alpha}_1 CA_t \quad (13)$$

Dans le cas contraire, si H_0 est retenue le test traditionnel de causalité de Granger est utilisé ; c'est-à-dire le système formé des équations (11) et (12) devient un VAR simple avec des variables exprimées en différence première. Le sens de la causalité est alors décelé au regard de la significativité de la statistique F.

De façon formelle, le système formé par les équations (11) et (12) devient :

$$\Delta Sg = \beta_{0G} + \sum_{i=1}^p \theta_{iG} \Delta Sg_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{iG} \Delta CA_{t-i} + v_{1t} \quad (14)$$

$$\Delta CA = \alpha'_{0A} + \sum_{i=1}^p \theta_{iA} \Delta CA_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{iA} \Delta Sg_{t-i} + v_{2t} \quad (15)$$

Et pour montrer par exemple que les variations du solde budgétaire expliquent ou non celles du compte courant, il suffit de tester les hypothèses suivantes :

$$H_0 : \beta_{1A} = \beta_{2A} = \dots \beta_{pA} = 0$$

$$H_1 : \beta_{1A} \neq \beta_{2A} \neq \dots \beta_{pA} \neq 0$$

Si l'hypothèse nulle (H_0) est rejetée, on admet qu'il y a une relation de causalité allant du compte courant au solde budgétaire.

– *Les résultats empiriques*

Nous présentons d'abord les résultats des tests de racine unitaire et de cointégration aux bornes avant d'exposer ceux issus du test de Granger.

– *Les tests de racine unitaire*

Il s'agit de s'assurer de l'existence de racine unitaire dans les séries. Cela peut présager une relation de long terme entre elles. A cet égard, nous utilisons le test de Ng et Perron (2001) car, selon Perron (1989), les tests classiques de racine unitaire (ADF et PP) sont biaisés en faveur de l'acceptation de l'hypothèse nulle de présence de racine unitaire si les séries chronologiques sont stationnaires autour d'une tendance présentant une rupture structurelle. Dans ce cas, les tests traditionnels se fondent sur une mauvaise spécification du modèle lorsqu'ils postulent que la composante déterministe est linéaire.

Les résultats de ces tests sont présentés dans les tableaux qui suivent.

Tableau 1 : Résultats du test de Ng-Perron sur les soldes budgétaires

<i>Pays</i>	<i>Statistiques calculées</i>			
	<i>MZa</i>	<i>MZt</i>	<i>MSB</i>	<i>MPT</i>
Bénin	-5,33418	-1,63207	0,30596	4,59586
Burkina Faso	-7,10934	-1,84953	0,26015	3,57207
Côte d'Ivoire	-12,9336	-2,53746	0,19619	7,07604
Mali	-8,77501	-2,07080	0,23599	10,4678
Niger	-8,42786	-2,01605	0,23921	10,9276
Sénégal	-7,89149	-1,96553	0,24907	11,5998
Togo	-7,11404	-1,86736	0,26249	12,8338

Source : auteur.

Tableau 2 : Résultats du test de Ng-Perron sur le solde du compte courant

<i>Pays</i>	<i>Statistiques calculées</i>			
	<i>MZa</i>	<i>MZt</i>	<i>MSB</i>	<i>MPT</i>
Bénin	-1,41836	-0,80051	0,56439	59,4083
Burkina Faso	-8,48179	-1,97427	0,23277	11,0120
Côte d'Ivoire	-5,26961	-1,62281	0,30796	17,2910
Mali	-8,77501	-2,07080	0,23599	10,4678
Niger	-8,42786	-2,01605	0,23921	10,9276
Sénégal	-8,44131	-1,98179	0,23477	11,0220
Togo	-13,5255	-2,59599	0,19193	6,76279

Source : auteur.

Tableau 3 : Les valeurs critiques du test de Ng-Perron

	<i>MZa</i>	<i>MZt</i>	<i>MSB</i>	<i>MPT</i>
1%	-23,8000	-3,42000	0,14300	4,03000
5%	-17,3000	-2,91000	0,16800	5,48000
10%	-14,2000	-2,62000	0,18500	6,67000

Source : auteur.

Il ressort des tableaux 2 et 3 que les deux variables considérées sont non stationnaires en niveau. En effet, les Valeurs Modifiées des statistiques de Z_α (MZ_α) et Z_t (MZ_t) sont nettement inférieures, en valeur absolue, à leur valeur critique au seuil de 5%⁹.

– Résultats du test de cointégration

Comme indiqué dans la méthodologie ci-dessus, le test de cointégration aux bornes consiste à tester l'hypothèse H_0 pour chacune des équations (9) et (10). Les estimations doivent se faire après le choix du modèle et du nombre optimal de retards dans le VAR.

Pour le choix du modèle, théoriquement cinq possibilités s'offrent selon Pesaran et Pesaran (2001) : le modèle sans trend ni constante (cas I), le modèle à constante contrainte et sans trend (cas II), le modèle à constante non contrainte et sans trend (cas III), le modèle à constante non contrainte et avec trend contraint (cas IV) et le modèle à constante non contrainte et avec trend non contrainte (cas V). Au regard de ces cinq modèles possibles, le choix a été effectué après estimation suivie du t-test du coefficient du trend. Les soldes de la Côte d'Ivoire et du Sénégal présentent des trends linéaires. A cet égard, le modèle avec constante et trend, tous les deux sans restriction, est retenu pour ces deux pays. Pour les autres pays, c'est le modèle III qui est retenu.

Quant au choix du nombre optimal de retards, le critère Bayésien de Schwartz (Schwartz Bayesian Criterion, SBC) a été utilisé. Mais le nombre maximum de retards retenus est 2 ($h = 2$) comme recommandé par Pesaran et Shin (1999). Il est ressorti que le retard qui minimise le SBC est un ($i = 1$) pour tous les pays étudiés.

Le tableau 4 ci-dessous présente les résultats du test de cointégration. Les quatre dernières colonnes présentent les valeurs de la statistique F et de la statistique W calculées selon que c'est la variable Sg ou CA qui est la variable dépendante. Les valeurs calculées de F ou de W sont à comparer à leurs valeurs théoriques consignées dans le tableau 5. Lorsque la statistique calculée est supérieure à la borne supérieure au seuil de 5%, l'hypothèse nulle d'absence de relation de long terme est rejetée. Cette hypothèse est acceptée dès lors que la statistique calculée est inférieure à la borne théorique inférieure. Mais si la statistique calculée est entre les deux bornes, on ne peut conclure.

Les tests de CUSUM de stabilité du modèle ont été effectués pour chaque pays et les résultats attestent de la stabilité du modèle dans chaque cas car la courbe de la somme cumulative des résidus récurrents est à l'intérieur des lignes traduisant les valeurs critiques au seuil de 5% (Cf. annexe).

9- Les statistiques MZ_α et mzt sont des versions efficaces des statistiques Z_α et Z_t du test classique de Phillips-Perron. Comme le test de Ng et Perron (2001) est plus parcimonieux que les tests classiques, il est mieux indiqué pour les échantillons de petite taille comme dans le cas présent.

Tableau 4 : Résultats du test de cointégration (bound test)

Pays	Modèle	F-statistics		W-statistic	
		$F_{Sg}(Sg\backslash CA)$	$F_{CA}(CA\backslash Sg)$	$W_{Sg}(Sg\backslash CA)$	$W_{CA}(CA\backslash Sg)$
Bénin	Cas III	11,0796**	6,3944**	22,1591**	12,7888**
Burkina Faso	Cas III	13,6838**	2,4368	27,3677**	4,8736
Côte d'Ivoire	Cas V	87,0404**	4,7104	174,0807**	9,4208
Mali	Cas III	4,6659	7,2584**	9,3317	14,5168**
Niger	Cas III	2,3564	3,3316	4,7127	6,6631
Sénégal	Cas V	15,6766**	5,6464	31,3532**	11,2927
Togo	Cas III	6,9399**	13,3046**	26,6093**	26,6093**

** significatif à 5% ; * significatif à 10%.

Source : auteur.

Tableau 5 : Valeurs critiques du bound-test

		F-statistic		W-statistic	
		Cas III	Cas IV	Cas III	Cas IV
Seuil de 5%	Borne Inf.	5,2970	7,3708	10,5940	14,7417
	Borne Sup.	6,2042	8,0581	12,4084	16,1162
Seuil de 10%	Borne Inf.	4,2564	5,9896	8,5128	11,9793
	Borne Sup.	5,0217	6,7277	10,0434	13,4555

Source : auteur.

Il ressort des tableaux 4 et 5 que dans l'équation (9) l'hypothèse nulle de non cointégration est rejetée au seuil de 5% dans le cas de cinq pays : le Bénin, le Burkina Faso, la Côte d'Ivoire, le Sénégal et le Togo. En effet, pour ces pays, les valeurs calculées de la statistique F, [$F_{Sg}(Sg/CA)$] et de la statistique W, [$W_{Sg}(Sg/CA)$] sont supérieures à leurs bornes supérieures au seuil de 5%. Autrement dit, lorsque le solde budgétaire est la variable dépendante, il y a une relation de long terme entre le solde budgétaire et le solde courant pour les cinq pays en question. Dans les autres cas (Mali et Niger), la statistique F calculée ou la statistique W calculée est inférieure à la borne inférieure théorique. Ce qui atteste l'absence de relation de cointégration entre les deux variables.

En suivant le même raisonnement pour l'équation (10), on peut noter que l'hypothèse de non cointégration est rejetée pour le Bénin, le Mali et le Togo. Ainsi, pour ces trois pays il y a cointégration entre le solde courant et le solde budgétaire lorsque la première variable est considérée comme dépendante.

Au total, il ressort du test de cointégration qu'il existe une relation de long terme entre le solde budgétaire et le solde courant pour les pays comme le Bénin, le Burkina Faso, la Côte d'Ivoire, le Mali, le Sénégal et le Togo. Pour le Niger, aucune relation de long terme n'existe entre les deux variables.

Cependant, l'existence d'une relation de long terme entre les deux variables ne permet pas à priori de déceler, le sens de la causalité. C'est pourquoi il convient de développer le test de Granger pour déceler le sens de causalité.

– *Résultats du test de causalité*

Le lien causal entre le solde budgétaire primaire et le solde courant est déterminé à travers l'estimation du vecteur à correction d'erreur (VEC) dans les cas où il y a cointégration (Bénin, Burkina Faso, Côte d'Ivoire, Mali, Sénégal et Togo). Ce qui permet de trouver les élasticités de long terme et de court terme entre les deux variables. Pour le cas du Niger où il n'y a pas de cointégration, les relations de court terme sont décelées à travers l'estimation d'un VAR standard sur les variables en différence première.

Le tableau 6 ci-dessous présente les élasticités de court terme et de long terme dérivées de l'estimation du modèle VEC. La troisième colonne du tableau présente les coefficients d'ajustement ou force de rappel à l'équilibre de la représentation à correction d'erreur. La quatrième et cinquième colonne présentent les élasticités de court terme entre les deux variables selon que l'une ou l'autre est utilisée comme variable à expliquer. Quant à la sixième et à la septième colonne, elles présentent les élasticités de long terme et la dernière colonne présente le coefficient de détermination de la régression¹⁰.

10- Notons que les coefficients de détermination sont d'une importance moindre dans la mesure où nous ne cherchons pas à évaluer les déterminants des différents soldes à travers l'estimation de modèles structurels. Il s'agit plutôt de voir si les variables se causent au sens de Granger.

Tableau 6 : Relations entre le solde budgétaire primaire et le solde courant

PAYS	Variables dépendantes	Coefficient d'ajustement	Source de causalité à court terme		Source de causalité à long terme		R^2
			ΔSg	ΔCA	Sg	CA	
Bénin	ΔSg	-0,138** (-5,44)	-0,224 (-1,29)	-0,327** (-2,11)	-	4,234*** (4,84)	0,57
	ΔCA	-0,408** (-3,28)	-0,141 (-0,70)	0,352 (1,06)	2,286** (3,35)	-	0,45
Burkina Faso	ΔSg	-0,557*** (-3,63)	0,155 (1,14)	0,024 (0,29)	-	0,394*** (4,47)	0,49
	ΔCA	-0,023 (-0,15)	-0,387 (-0,95)	-0,20 (-0,77)	-	-	0,06
Côte d'Ivoire	ΔSg	-0,819*** (-4,98)	0,406** (3,17)	-0,042 (-0,55)	-	0,167** (2,59)	0,53
	ΔCA	-0,088 (-1,05)	0,275 (0,71)	-0,485** (-2,09)	-	-	0,13
Mali	ΔSg	-0,501** (-2,31)	0,145 (0,69)	-0,005 (-0,07)	-	0,437*** (7,39)	0,23
	ΔCA	-0,667*** (-3,34)	-0,908** (-2,05)	-0,099 (-0,57)	2,289*** (7,72)	-	0,40
Sénégal	ΔSg	0,054 (0,77)	-0,358** (-2,15)	0,296* (1,81)	-	-	0,19
	ΔCA	-0,634** (-3,96)	-0,371** (-2,14)	0,25 (1,49)	0,461*** (2,17)	-	0,40
Togo	ΔSg	-0,178 (-1,31)	-0,121 (-0,72)	0,156 (1,33)	-	-	0,13
	ΔCA	-0,758*** (-4,34)	0,592** (2,60)	0,146 (0,91)	1,059*** (6,30)	-	0,46

*** significatif à 1% ; ** significatif à 5% ; * significatif à 10% ; t-statistique entre parenthèses.

Source : auteur.

Le tableau 6 montre que dans la plupart des cas le coefficient d'ajustement est négatif et statistiquement significatif au seuil de 5%. Cela atteste de l'adéquation du vecteur à correction d'erreur. Ainsi, si à une période donnée, la relation d'équilibre de long terme entre les deux soldes est perturbée, il y a un mécanisme correctif qui induit un retour à cet équilibre à la période suivante. Pour le cas du Burkina Faso et de la Côte d'Ivoire, la force de rappel à l'équilibre est faible et non significative quand le solde courant est utilisé comme variable dépendante ; tandis dans le cas du Sénégal et du Togo, une représentation à correction d'erreur n'est pas judicieuse lorsque le solde primaire est la variable endogène.

Il ressort du tableau 6 qu'au seuil de 5%, l'accroissement du déficit budgétaire n'entraîne pas une dégradation du compte courant à court terme dans les pays de l'UEMOA étudiés, à l'exception du Togo. A cet égard, l'hypothèse keynésienne d'un lien positif allant du solde budgétaire primaire au compte courant est invalidée à court terme dans les économies étudiées à l'exception du Togo où une dégradation du solde budgétaire de 1% contribue à creuser le déficit courant de 0,59%. De plus, contrairement à l'hypothèse keynésienne, à court terme, le solde budgétaire primaire et le solde courant divergent au Mali et au Sénégal. Par ailleurs, les résultats montrent qu'à court terme, la relation positive allant du solde courant au solde budgétaire, n'existe pas dans les pays étudiés.

Au total, les résultats suggèrent qu'à court terme, on ne peut établir de lien significatif de cause à effet entre le solde budgétaire primaire et le solde courant dans les pays étudiés à l'exception du Togo. Cela implique que l'hypothèse keynésienne des déficits jumeaux est rejetée au profit de celle qui évoque l'absence de lien entre les deux soldes.

Quant aux coefficients de long terme, ils sont significatifs dans la plupart des cas. Dans les économies comme le Bénin, le Mali, le Sénégal et le Togo, il y a une relation causale de long terme allant du solde budgétaire primaire vers le solde courant. Ainsi, au Bénin, une augmentation du solde budgétaire de 1% du PIB s'accompagne d'une amélioration du solde courant de 2,3% du PIB à long terme. De même, un accroissement du solde budgétaire primaire de 1 % contribue à l'amélioration du solde courant de 0,39% au Mali, de 0,17% au Sénégal et de 1,05% du PIB au Togo. Pour ce groupe de pays (Bénin, Mali, Sénégal et Togo), l'hypothèse des déficits jumeaux est donc vérifiée à long terme et c'est le déficit budgétaire primaire qui « cause » le déficit courant : une augmentation des dépenses publiques entraîne une détérioration du compte courant à long terme par l'entremise de l'accroissement de la demande nationale d'importations. A l'inverse, une diminution des déficits budgétaires est susceptible d'améliorer le solde courant. L'implication d'un tel résultat est que la maîtrise des déficits budgétaires dans le cadre de la surveillance multilatérale devra, toute chose égale par ailleurs, permettre à terme de réduire également les déficits extérieurs dans ces pays.

En considérant la relation allant du solde courant au solde budgétaire primaire, les résultats montrent qu'il y a un lien significatif et positif au Bénin, au Burkina Faso, en Côte d'Ivoire et au Mali. Ainsi, en Côte-d'Ivoire, lorsque le solde courant augmente de 1% du PIB, cela contribue à améliorer le solde budgétaire primaire de 0,17% du PIB. Au Bénin, l'effet du solde courant sur le solde primaire est relativement important : le dernier augmente de 4,8% à la suite d'une amélioration du premier de 1% du PIB.

Au total, on peut dire qu'à long terme, il y a un lien unidirectionnel allant du déficit budgétaire à celui de la balance des transactions courantes, au Sénégal et au Togo.

Ce résultat est conforme à la vision keynésienne de l'hypothèse des déficits jumeaux. En effet, une augmentation du déficit budgétaire conduit à une augmentation de la demande intérieure ou absorption. L'accroissement de la demande intérieure induit la hausse des importations et partant la détérioration du compte courant. De même, on peut admettre que l'augmentation du déficit budgétaire puisse contribuer à la diminution du taux de change réel (appréciation réelle de la monnaie) au niveau de ces économies ; toute chose pouvant contribuer à dégrader la balance commerciale et partant le compte courant. Toutefois, étant donné qu'il s'agit d'économies exportatrices de produits de base, c'est probablement le canal de la demande qui lie les deux déficits dans ces pays.

Pour le Burkina Faso et la Côte d'Ivoire, le lien est unidirectionnel et part du solde courant vers le solde budgétaire. En effet, lorsque les exportations augmentent suite à une expansion de la demande mondiale, le solde du compte courant s'améliore. La production et l'emploi domestiques s'accroissent; ce qui contribue à améliorer le solde budgétaire à travers la hausse des recettes fiscales.

Enfin, pour le Bénin et le Mali, les déficits budgétaire et courant se causent mutuellement c'est-à-dire les causalités décrites ci-dessus existent simultanément.

Ainsi, on peut résumer les relations causales d'équilibre de long terme entre le solde budgétaire et le solde commercial à travers le tableau ci-dessous :

Tableau 7 : Sens de causalité à long terme entre déficit budgétaire

Pays	Sens de causalité		
Bénin	solde budgétaire	←————→	solde courant
Burkina Faso	solde budgétaire	←————	solde courant
Côte d'Ivoire	solde budgétaire	←————	solde courant
Mali	solde budgétaire	←————→	solde courant
Sénégal	solde budgétaire	————→	solde courant
Togo	solde budgétaire	————→	solde courant

Source : auteur.

Pour le septième pays de l'échantillon, c'est-à-dire le Niger, où il n'y a pas de relation de cointégration, le lien causal entre les deux variables est donné par un test simple de causalité de Granger comme indiqué ci-dessus. Les résultats de ce test sont consignés dans le tableau 8 ci-dessous.

Tableau 8 : Test de causalité pour le Niger

Niger			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DCA does not Granger Cause DSG	31	0,09372	0,9108
DSG does not Granger Cause DCA		0,11093	0,19431

Source : auteur.

On peut noter, à partir du tableau 8, que l'hypothèse H_0 ne peut être rejetée. La probabilité de rejet de l'hypothèse que les deux variables ne se causent pas est largement supérieure au seuil conventionnel de 5%. On peut donc affirmer qu'il n'y a aucun lien entre le solde budgétaire primaire et le solde courant au Niger. Dans ce pays, la variation des dépenses publiques et/ou des recettes publiques n'a aucun effet sur le solde courant. Ce résultat semble conforme à la vision néo-ricardienne du déficit budgétaire qui stipule que les changements dans les dépenses publiques et/ou dans les recettes publiques n'ont pas d'effets réels sur le taux d'intérêt réel, l'investissement ou le solde du compte courant. Cela implique que les efforts d'assainissement des finances publiques enregistrés dans le cadre de la convergence nominale des économies de l'Union auront peu d'impact sur les déficits courants structurels qu'enregistre ce pays.

CONCLUSION

La plupart des pays membres de l'UEMOA connaissent simultanément des déficits budgétaires et courants chroniques. L'objectif de cette étude était de vérifier empiriquement si ces deux déficits sont liés à la lumière de la littérature sur la théorie des déficits jumeaux. A cet égard, la méthode de cointégration par l'approche ARDL, suivi du test de causalité a été utilisée. Elle a permis de déceler une relation causale de long terme allant du solde budgétaire primaire vers le solde courant au Sénégal et Togo. Pour le Burkina Faso et la Côte d'Ivoire, c'est le solde courant qui « cause » le solde budgétaire à long terme tandis que pour le Bénin et le Mali, le lien de causalité est bi-directionnel. Quant au Niger, les résultats attestent qu'il n'y a aucun lien entre le déficit budgétaire et celui de la balance courante, que ce soit à court ou à long terme.

Ces résultats mettent en évidence l'hétérogénéité des réactions des économies membres de l'UEMOA aux politiques budgétaires nationales. A cet égard, ils interpellent les autorités de la Commission de l'UEMOA sur la problématique relative à la définition de règles communes pour la gestion des déficits budgétaires au sein de cette Union monétaire. En tout état de cause, les résultats nous permettent de comprendre que des efforts d'assainissement des finances publiques, dans le cadre de la surveillance multilatérale, peuvent contribuer à réduire les déséquilibres extérieurs constatés dans la plupart des économies de la Zone. Dans cette logique, la surveillance des politiques budgétaires nationales doit être renforcée surtout quand on sait que les deux plus grandes économies de la zone (la Côte d'Ivoire et le Sénégal) ont laissé filer leur déficit budgétaire sur la dernière phase de convergence (2009-2013).

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- Abell, J. D., (1990) "Twin Deficits during the 1980s: An Empirical Investigation", *Journal of Macroeconomics*, no: 12, no. 1 (Winter 1990), pp. 81-96.
- Acaravci, A. and Ozturk, I., (2008), "Twin Deficits Phenomenon: Empirical Evidence from the ARDL Bound Test Approach for Turkey", *Bulletin of Statistics and Economics*, 2, pp. 57-64.
- Ahmad Z. Hamzun I. and Evan L (2009), Twin Deficits Hypothesis and Capital Mobility: The ASEAN-5 Perspective; *Jurnal Pengurusan* 29 (2009) 15-32.
- Algieri B. (2013), "An empirical analysis of the nexus between external balance and government budget balance: The case of the GIIPS countries"; *Economic Systems*, Volume 37, Issue 2, June 2013, Pages 233–253
- Altintas, H., Taban, S. (2011) "Twin deficit problem and Feldstein Horioka puzzle hypothesis in Turkey: ARDL bound testing approach and investigation of causality", *International Research Journal of Finance and Economics*, No.74, pp.30-45.
- Artatrana R. (2011) "Twin Deficits or Distant Cousins? Evidence from India". *Economics Faculty Working Papers*. Paper 5.
- Asrafuzzaman, Amit R. and Sanat D. G. (2013), "An Empirical Investigation of Budget and Trade Deficits: The Case of Bangladesh"; *International Journal of Economics and Financial Issues* Vol. 3, No. 3, 2013, pp.570-579
- Alkswani, A. M. (2000), "The Twin Deficits Phenomenon in Petroleum Economy: Evidence from Saudi Arabia" *Economic Research Forum, Conference Paper*, No. 072000001.
- Bachman, D. D. (1992) "Why is the US Current Account Deficit So Large? Evidence from Vector Autoregressions" *Southern Economic Journal* 59, 232-40.
- Bhattacharya, R. (1997), "The Trade Balance and the Real Exchange Rate: Evidence from a VAR for the United States" *The Journal of Economics*, XXIII, No. I.
- Barro R.J. (1974), "Are Government Bonds Net Wealth?" *Journal of Political Economy*, vol. 82, 6.
- Barro, R. (1989), "The Ricardian approach to budget deficits"; *Journal of Economic Perspectives* 3: 37–54.

Bartolini L. and Lahiri A. (2006), “Twin Deficits, Twenty Years Later” *Current Issues in Economics and Finance Volume 12, Number 7* (Federal Reserve Bank of New York).

Banque Centrale des Etats de l’Afrique de l’Ouest (BCEAO) (2012) : « Analyse de la Viabilité et des Déterminants du Déficit Courant des Pays de l’Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA) » ; document de travail.

Banque Centrale des Etats de l’Afrique de l’Ouest (BCEAO) (2011), Rapport sur l’Analyse de l’évolution du commerce extérieur de biens et services de l’UEMOA au cours de la période 2000-2011.

Bispham, J. (1975): “The new Cambridge School and ‘Monetarist’ Criticisms of ‘Conventional’ Policy Making” *National Institute Economic Review*.

Bluedorn, J. and Leigh, D. (2011): “Revisiting the Twin Deficits Hypothesis: The Effect of Fiscal Consolidation on the Current Account.” *IMF economic review*. - Basingstoke : Palgrave, ISSN 1564-5150, ZDB-ID 25597656. - Vol. 59.2011, 4, p. 582-602.

Bundt, T. and Solocha, A. (1988): “Debt, deficits, and Dollar”. *Journal of Policy Modeling* 10(4): 581–600.

Cavallo M. (2005): “Government Consumption Expenditures and the Current Account” Working Paper Series Federal Reserve Bank of San Francisco.

Chawki EL-Moussawi et Ali Awdeh (2013) : “Detecting the Causality between Budget Deficit and Trade Deficit in Lebanon” *International Research Journal of Finance and Economics* ISSN 1450-2887 Issue 108 April, 2013.

Chinn M. D. (2005): “Getting serious about the Twin Deficits”; http://www.cfr.org/content/publications/attachments/Twin_DeficitsTF.pdf.

Chowdhury, K. and Saleh A., S. (2007): “Testing the Keynesian Proposition of Twin Deficits in the Presence of Trade Liberalization: Evidence from Sri Lanka” *Working Paper 07-09 University of Wollongong*.

Corsetti, G. and Muller, G. (2007): “Twin Deficits, Openness and the Business Cycle”; <http://www.eui.eu/Personal/corsetti/research/eea2007.pdf>.

Dalya V. and Siddikia J.U. (2009): “The twin deficits in OECD countries: cointegration analysis with regime shifts” *Applied Economics Letters* Volume 16, Issue 11, pages 1155-1164.

Dibolu S. (1994): "Accounting for U.S. Current Account Deficits: An Empirical Investigation"; <http://129.3.20.41/eps/if/papers/9502/9502003.pdf>.

Egwaikhide, F.O. (1999): "Effects of budget deficit on trade balance in Nigeria: A simulation exercise". *African Development Review* 11(2): 265–89.

Endegnanew, Y. Amo-Yartey, C. and Turner-Jones, T. (2012): "Fiscal Policy and the Current Account: Are Microstates Different?" *IMF working Paper* WP/12/51.

Enders W. and Lee B. (1990): "Current Account and Budget Deficits: Twins or Distant cousins"; *The review of Economics and Statistics, Volume 72, Issue 3*.

Engle, R.F., and Granger, C.W.J. (1987): "Cointegration and error correction: representation, estimation and testing". *Econometrica*, 55, 251-276.

Evan L. and Baharumshah A., Z. (2004): "On the Twin Deficits Hypothesis: Is Malaysia Different?" *Pertanika J. Soc. Sci. & Hum.* 12(2): 87-100.

Evan L. and Tang, T.,C. (2009): "Twin Deficits in Cambodia :Are there Reasons for Concern ? An Empirical Study" *Discussion Paper 11/09; MONASH University; Business and Economics*.

Evan L., Shazali A. M. and Chin-Hong P., (2010) "Revival of the Twin Deficits in Asian Crisis affected Countries" *Economic Issues, Vol. 15, Part 1, 2010*

Feldstein M. (1992), "The Budget and Trade Deficits Aren't Really Twins"; *NBR Working Paper n°3966*.

Fidrmuc, J. (2002), "Twin Deficits: Implications of Current Account and Fiscal Imbalances for the Accession Countries"; http://www.oenb.at/en/img/fidrmuc_ftr_202_tcm16-10382.pdf.

Fleming M. (1962), "Domestic Financial Policies under Fixed and Floating Exchange Rate"; *IMF Staff Papers*.

Ganchev G. T. (2010), "The twin deficit hypothesis: the case of Bulgaria"; *Financial Theory and Practice* 34 (4) 357-377 (2010).

Godley M.M. W. and Cripps F. (1974), " Why Britain Needs a Fresh Set of Principles to Manage The Economy"; *The London and Cambridge Economic Bulletin n°48 January 1974*.

Godley M.M. W. and Cripps F. (1974), "Budget deficit and Demand Management" ; *The Times, 23-24/01/1974*.

Gregory W. A. and Hansen E. B. (1996): “Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts” *Journal of Econometrics* 70.

Hakro, A.N., (2009), “Twin Deficits Causality Link: Evidence from Pakistan”, *International Research Journal of Finance and Economics*, 24, pp. 54-70.

Hashemzadeh, N. (2006), “The Dynamics of Current Account and Budget Deficits in Selected Countries in the Middle East and North Africa” *International Research Journal of Finance and Economics ISSN 1450-2887 Issue 5*.

Haug A.A. (1996), “Blanchard’s model of consumption: An empirical study”; *Journal of Business and Economics Statistics*, 14:169-77.

Hutchison M. and Pigott C. (1984) : “Real and Financial Adjustment in growing economies”; *Working Papers in Applied Economic Theory* ; number 85-03.

Insel A and Kayıkçı F, (2013), “Determinants of the current account balance in Turkey : An ARDL Approach” *Economic Research*, ISSN 1331-677X Print Volume 26 (1): 1-16.

Islam F. M. (1998), “Brazil’s Twin Deficit: An empirical Examination”; *Atlantic Economic Journal*, Vol.26 Issue 2.

Johansen, S. (1988), “Statistical Analysis of Cointegrating Vectors”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12: 231-254

Johansen, S., (1991), “Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models,” *Econometrica*, Vol. 59, No. 6, pp. 1551–1580.

Johansen, S., (1995): “Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models”, New York: Oxford University Press.

Johansen, S., and Juselius, K. (1990): “Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money”. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52(2):169–210.

Kearney C. and Monadjemi M. (1990): “Fiscal Policy and Current Account Performance: International Evidence on the Twin Deficit”; *Journal of Macroeconomics*, 12.

Khalid, A. M. and Guan, W. T. (1999): “Causality tests of budget and current account deficits: Cross-country comparisons”. *Empirical Economics* 24: 389–402.

- Kiran, B. (2011): "On the Twin Deficits Hypothesis: Evidence from Turkey"; *Applied Econometrics and International Development*, Vol. 11-1.
- Kouassi E., Mougoué M. and Kymn K.O. (2004): "Causality tests of the relationship between the twin deficits" *Empirical Economics* Volume 29, Issue 3, pp 503-525.
- Krugman P. and Obstfeld M. (2009): *Economie Internationale*, Person Education; Series: Eco Gestion.
- Kulkarni, K, G. Et Erick Lee Erickson, E.(1997), "Twin Deficit Revisited: Evidence From India, Pakistan And Mexico"; *The Journal of Applied Business Research* Volume 17, Number 2.
- Kwame A. N., (2013), "Dynamics of Ghana's Twin-Deficits: Causality, Transmission Channels and Potential Threat"; disponible sur SSRN: <http://ssrn.com/abstract=2289494>
- Leachman L. L. and Francis B. (2002): "Twin Deficit: Apparition or Reality"; *Applied Economics*, Vol.22 N°34.
- Marinheiro, C.F. (2013) "Ricardian equivalence, twin deficits and the Feldstein-Horioka puzzle in Egypt", *Journal of Policy Modelling*, Vol.30, pp.1041-1056.
- Masood M. S. (2010): Twin Deficits: An Empirical Analysis in the Case of Pakistan; *World Applied Sciences Journal* 8 (11): 1398-1400, 2010.
- Mehmet N. and Filiz G. (2013), "Assessing the Twin Deficits Hypothesis in Selected OECD Countries: An Empirical Investigation"; *Business and Economics Research Journal* Volume 4 Number 4 2013 pp. 1-23.
- Merza E. Alawin M. and Bashayreh A. (2012), "The relationship between Current Account and Government Budget Balance: The Case of Kuwait". *International Journal of Humanities and Social Science* Vol. 2 No. 7; April 2012.
- Muhammad Arshad Khan and Sumaira Saeed (2012), "Twin Deficits and Saving-Investment Nexus in Pakistan: Evidence from Feldstein-Horioka Puzzle" *Journal of Economic Cooperation and Development*, 33, 3 (2012), 1-36.
- Monokroussos P. and Thomakos D. D.(2012), "Can Greece be saved? Current Account, fiscal imbalances and competitiveness" *GreeSE Paper* No.59.
- Mukhtar, T., Zakaria, M. and Ahmed M. (2007), "An Empirical Investigation for the Twin Deficits Hypothesis in Pakistan" *Journal of Economic Cooperation*, 28,4.

Mundell R. A. (1963), "Capital Mobility and Stabilization Policy under Fixed and Flexible Exchange Rates" *Canadian Journal of Economics and Political Science*, 29.

Neaime, S. (2008), "Twin Deficits in Lebanon: A Time Series Analysis", *American University of Beirut, Institute of Financial Economics: Lecture and Working Paper Series No. 2*.

Ng, S., and Perron P. (2001), "Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power," *Econometrica*, 69, 1519-1554.

Omoniyi, O.S., Olasunkanmiq. I. and Babatunde O. A. (2012), "Empirical Analysis of Twins' Deficits in Nigeria"; *International Journal of Management & Business studies Vol. 2, Issue3*

Ould-Dhehby, M-L. (2004), «Articulation du Déficit Budgétaire, du Déficit Extérieur et de la Dette Publique (cas de l'UMA et de quelques pays au sud de la Méditerranée)»; présentation lors du séminaire doctoral au GDRI EMMA organisé par le CEMAFI Université de Nice Sophia Antipolis Jeudi 25 et Vendredi 26 Mars 2006. <http://www.unice.fr/CEMAFI/EMMA/Ould-Dhehby.PDF>.

Pahlavani M. and Saleh S.A., (2009), "Budget Deficit and Current Account Deficits in the Philippines: A Causal Relationship", *American Journal of Applied Sciences*, 6(8):1515-1520.

Pelin V. L. (2013), "The Twin Deficits Phenomenon in Turkey: An Empirical Investigation" *Journal of Business, Economic and Finance*, Volume 2, Issue 3.

Perera A. and Liyanage E. (2012), "An Empirical Investigation of the Twin Deficit Hypothesis: Evidence from Sri Lanka" *Staff Studies – Volume 41 numbers 1 & 2* (Central Bank of Sri Lanka).

Pesaran M. H., Shin Y. and Smith R. J. (2001), "Bound Testing Approaches to the Analysis of Level Relationship"; *Journal of Applied Econometrics; Vol. 16 N°3*.

Pesaran H.M. and Shin Y. (1999) "Autoregressive distributed lag modeling approach to cointegration analysis". in: S.Storm (Ed.) *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, chapter 11, Cambridge: Cambridge University Press.

Pesaran, M. H., Shin Y. and Smith.R. J. (1999), "Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels". *Journal of the American Statistical Association* 94: 621-634.

Pesaran M. H., Shin Y., and Smith R. J. (1997), "Estimating long-run relationships in dynamic heterogeneous panels". DAE Working Papers Amalgamated Series 9721.

Pesaran, M. H., Shin Y. and Smith R.J. (1996), "Testing for the existence of a long-run relationship", DAE Working Papers 9622, Department of Applied Economics, University of Cambridge.

Pesaran, M. H. and Shin Y. (1995), "Autoregressive distributed lag modeling approach to cointegration analysis", DAE Working Paper Series, No. 9514, Department of Economics, University of Cambridge.

Phouthanouphet S. et Phouphet K. (2013), "Twin Deficits in the Lao PDR: An Empirical Study" *International Business and Management*. Vol. 7, No. 1, 2013, pp. 62-68.

Piersanti G. (2000), "Current account dynamics and expected future budget deficits: some international evidence"; *Journal of International Money and Finance*; Vol.19; Issue2.

Rosensweig J. A. and Tallman E.W. (1993), "Fiscal Policy and Trade Adjustment: Are the Deficits Really Twins?" *Economic Inquiry*, 31(4).

Rosensweig J. A., and Tallman, E. W. (1991): "Fiscal Policy and Trade Adjustment: Are the Deficits Really Twins?" Federal Reserve Bank Of Atlanta Working Paper 91-2

Saeed, S. and Khan M. A. (2012): "Twin deficits hypothesis: the case of Pakistan 1972-2008" *Part-I: Natural & Applied Sciences* ISSN-L: 2223-9553, ISSN: 2223-9944 Vol. 3, No. 2, September 2012

Saleh A. S. (2006), "Long-Run Linkage between Budget Deficit and Trade Deficit in Lebanon: Results from the UECM and Bounds Tests"; *IJUM Journal of Economics and Management* 14, no. 1.

Sivarajasingham S. and Balamurali N. (2010), "An Empirical Analysis of the Twin Deficits Evidence from Sri Lanka"; *Journal of Management*, Vol.V.No.1.October 2010,pp. 60– 79.

Sobrinho C. R. (2013), "The twin deficits hypothesis and reverse causality: A short-run analysis of Peru" *Journal of Economics, Finance and Administrative Science* 18(34), 2013, 9-15.

Tahir M., Muhammad Z. and Mehboob A. (2007), "An empirical Investigation for the Twin Deficits Hypothesis in Pakistan", *Journal of Economic Cooperation*, 28,4 (2007),63-80.

Tervala, J. (2007): “Fiscal Policy and the Current Account in a Small Open Economy”; *Finnish Economic Papers – Volume 20 – Number 2*.

Toda, H. Y. and Yamamoto, T. (1995), “Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes”. *Journal of Econometrics* 66(2).

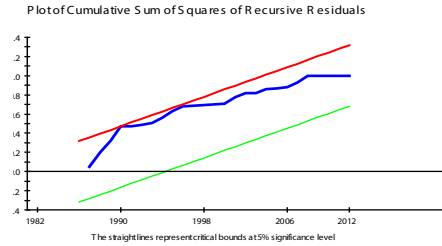
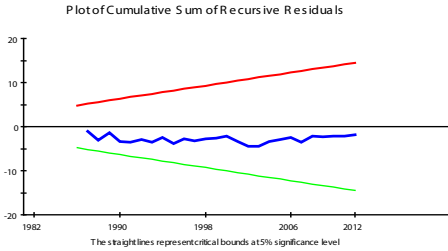
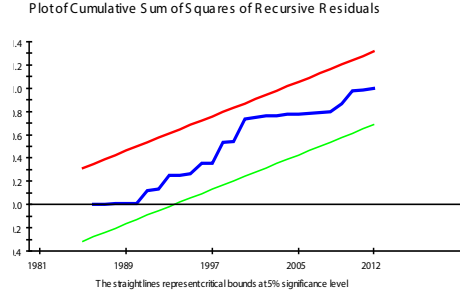
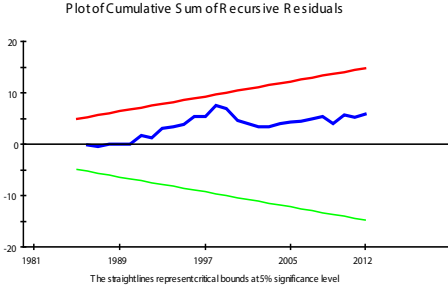
Trachanas E. and Katrakilidis, C. (2013) : “The dynamic linkages of fiscal and current account deficits: New evidence from five highly indebted European countries accounting for regime shifts and asymmetries”; *Economic Modelling Volume 31*, March 2013, Pages 502–510.

Vamvoukas G. (1999): The Twin Deficits Phenomenon: Evidence from Greece”; *Applied Economics*, 31: 1093-1100.

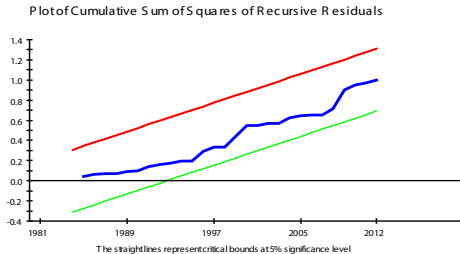
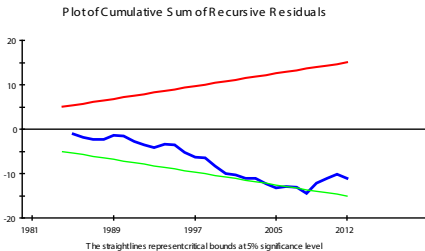
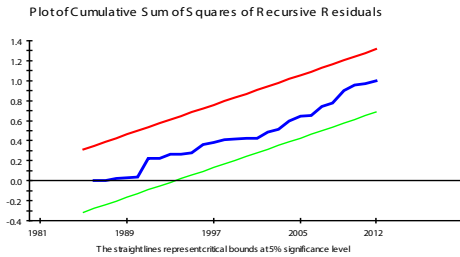
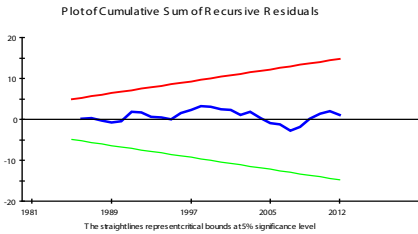
Verma R. (2007): “Savings, investment and growth in India: an application of the ARDL bounds testing approach” *South Asia Economic Journal*, 8(1), 2007, 87-98.

Annexe : Résultats des tests du CUSUM après estimations des équations (9) (cadran supérieur) et (10) (cadran inférieur)

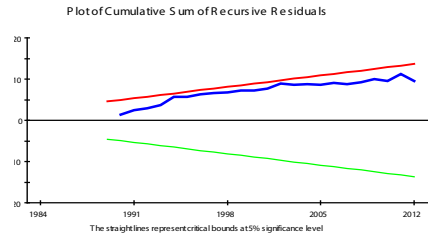
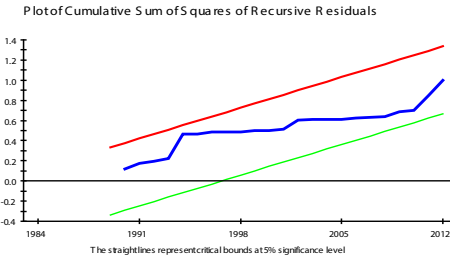
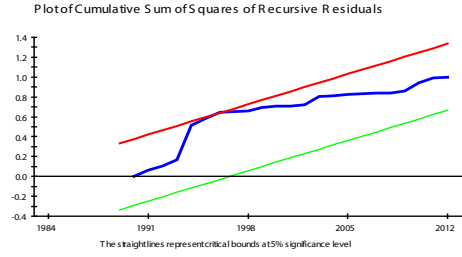
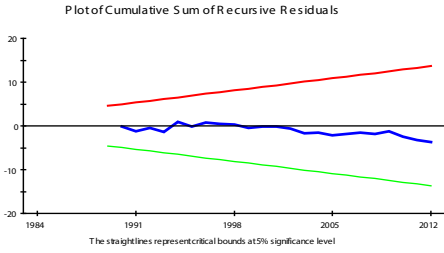
Bénin



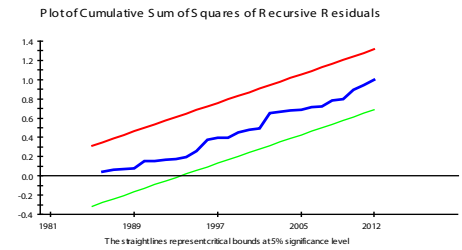
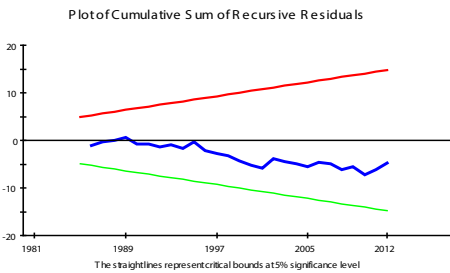
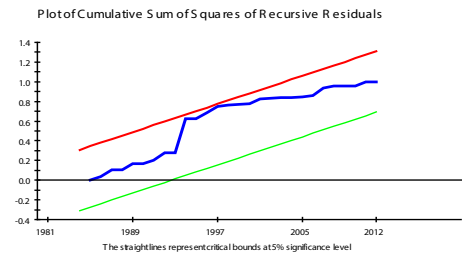
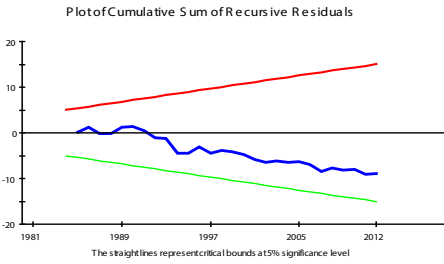
Burkina Faso



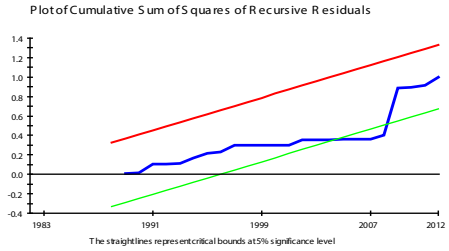
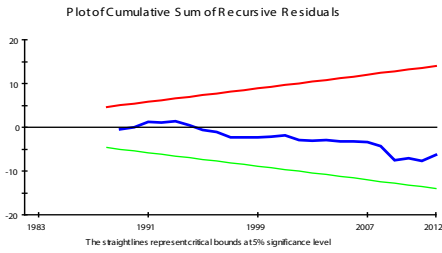
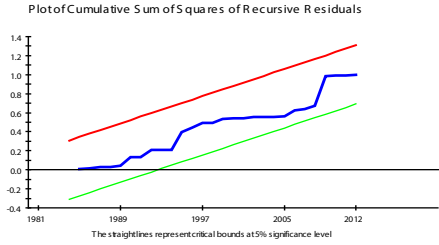
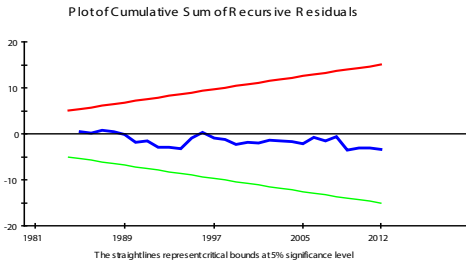
Côte d'Ivoire



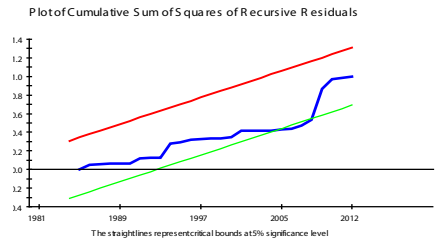
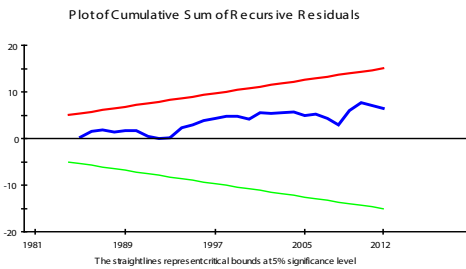
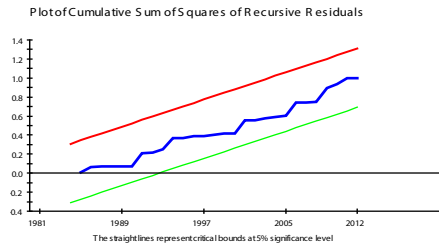
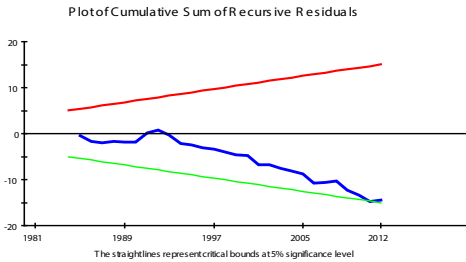
Mali



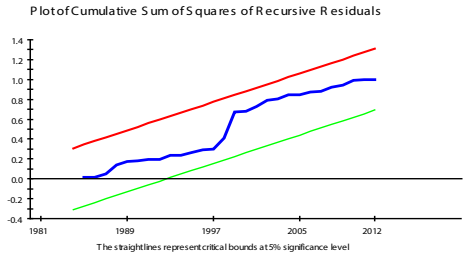
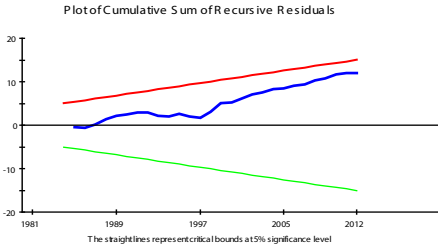
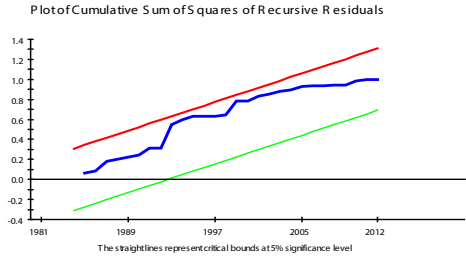
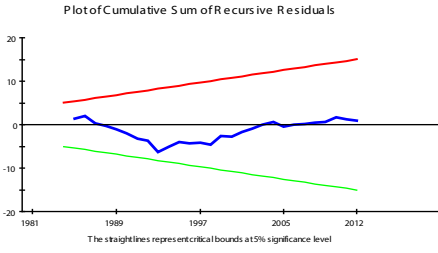
Niger



Sénégal



Togo



L'IMPACT DE LA SITUATION DES PAYS DU GROUPE BRICS SUR LES ECONOMIES DE L'UNION

INTRODUCTION

Une analyse de la sphère économique mondiale montre, ces dernières années, une émergence de certains pays jadis classés dans le groupe des pays en développement. Parmi ces pays figurent le Brésil, la Russie, l'Inde, la Chine et l'Afrique du Sud, communément appelés les pays du groupe BRICS. Sur la période 2000-2008, ces pays ont généré 50% de la croissance économique mondiale. En effet, compte tenu de leurs dimensions géographique et démographique¹, les pays du groupe BRICS influencent largement le développement économique mondial. Ils sont, en outre, à la cause du changement architectural en matière de coopération internationale au niveau du commerce international.

Parallèlement, les pays de l'Afrique subsaharienne ont enregistré durant la même période une croissance économique très forte par rapport à la décennie précédente (« the lost decade² »). En effet, en dépit de leur faible contribution à la production mondiale, les pays africains ont su développer une résilience aux chocs exogènes comme en témoigne une croissance économique de plus de 2% durant la crise financière de 2008 (Banque Mondiale, 2010).

Cette résilience peut être expliquée par la relation économique entre les pays africains et ceux du groupe BRICS. En effet, le rôle de plus en plus croissant de ces pays dans le développement du commerce, de la finance et de l'investissement en plus de leurs croissances économiques ont contribué à stimuler une coopération sud-sud. A cet égard, les pays africains se sont engagés notamment dans le domaine économique, culturel et diplomatique avec les pays du groupe BRICS (UNECA, 2013).

Le récent ralentissement de la croissance économique dans certains pays du groupe BRICS en particulier la Chine, couplé avec la volonté du Gouvernement de ce pays d'impulser un changement structurel à l'économie en rompant avec les dépenses intensives en capital et en favorisant une croissance impulsée par la consommation des biens et services pourrait, à terme, avoir des effets sur les pays de l'Union. En outre, l'essoufflement de la croissance économique en Inde et au Brésil constitue un facteur de risque potentiel pour les économies africaines dont celles de la Zone UEMOA.

L'objectif de la présente note est d'analyser l'impact de la conjoncture économique dans ces pays sur les économies de l'Union. A cet égard, la note est articulée autour de

1- Les pays du groupe BRICS ont une superficie de 39,7 million km² (soit 27% de la superficie totale de la terre ferme) et 2,9 milliards de personnes (soit 42% de la population mondiale).

2- Les années 1990 sont caractérisées par une croissance économique faible et un recul des indicateurs du développement en Afrique d'où l'appellation décennie perdue ou « lost decade ».

trois sections. La première section résume les faits stylisés sur le lien économique entre les pays de l'UEMOA et les pays du groupe BRICS à travers une analyse des échanges commerciaux et des investissements directs étrangers. La deuxième section présente les mécanismes de transmission par lesquels les fluctuations économiques dans les pays du groupe BRICS affectent les pays à faible revenu, en général, et les pays de l'Union, en particulier. Enfin, la troisième section analyse l'impact économique dans l'Union de la conjoncture dans les pays du groupe BRICS. Il s'agit de faire ressortir le degré d'influence que ces pays ont sur les économies de l'UEMOA.

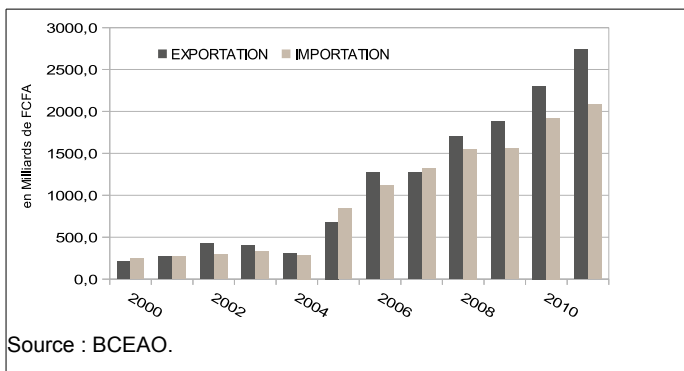
I. LES FAITS STYLISES SUR LES ECHANGES COMMERCIAUX ET LES IDE

La présente section vise à analyser l'intensité et le développement du commerce international entre les pays de l'UEMOA et les pays du groupe BRICS. Au niveau de la demande, la croissance économique dans les pays du groupe BRICS est une opportunité pour les pays de l'Union d'exporter leurs matières premières. Au niveau de l'offre, les agents économiques de l'Union peuvent importer des pays du groupe BRICS des produits à moindre coût et bénéficier en même temps d'une variété de produits.

1.1 Dynamique des échanges commerciaux

Le graphique 1 montre les valeurs des exportations et des importations des marchandises de l'Union avec les pays du groupe BRICS³ sur la période 2000 à 2011. Les échanges commerciaux entre l'Union et les pays du Groupe BRICS ont connu une croissance spectaculaire depuis 2005. Ces échanges sont passés de 456,7 milliards en 2000 à 4823,6 milliards en 2011. Ces résultats restent très impressionnants même si les données sont ajustées pour prendre en compte l'inflation. En outre, le graphique montre globalement que l'Union a un solde commercial positif par rapport aux pays du groupe BRICS.

Graphique 1 : Echanges commerciaux entre l'Union et les pays du groupe BRICS (excepté la Russie)



3- La Russie n'est pas incluse par manque de données.

Les graphiques 2 et 3 présentent la part des principaux pays partenaires commerciaux de l'Union en 2000 et 2011. Ces graphiques montrent que les parts des pays du Groupe BRICS dans les échanges commerciaux avec l'Union ont été multipliés par un facteur de 5 et 3 pour les exportations et importations respectivement durant la période 2000 à 2011. En outre, les pays du groupe BRICS sont devenus le deuxième partenaire commercial de l'UEMOA après l'Union Européenne. Si cette tendance continue, les pays du groupe BRICS seront dans quelques années le premier partenaire commercial de l'UEMOA. Ce poids commercial important des pays du groupe BRICS dans les échanges avec pays de l'Union peut être expliqué par la croissance économique spectaculaire observée dans les années 2000 dans ces pays notamment en Chine et en Inde. En effet, pour soutenir cette croissance les pays du groupe BRICS ont besoin des matières premières. Ces besoins sont en partie satisfaits par les exportations de ces produits par les pays de l'Union. En outre, avec l'intensification des importations des matières premières, les pays du groupe BRICS découvrent en même temps un marché potentiel pour leurs produits.

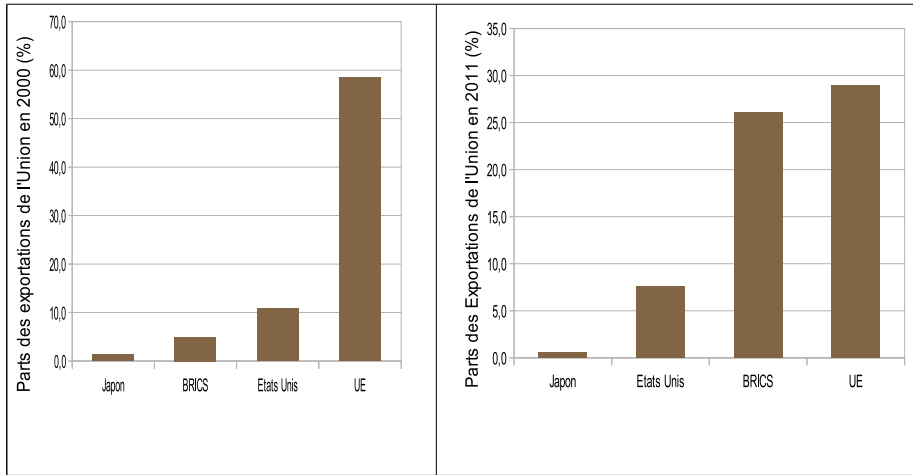
Le graphique 4 montre les parts des exportations et des importations de l'UEMOA vers et en provenance des pays du groupe BRICS. Les données utilisées dans les graphiques proviennent de la BCEAO et concernent uniquement le montant total des exportations et importations de marchandises. Les graphiques montrent que les importations de l'Union sont plus importantes que les exportations.

En 2011, la part des exportations vers les pays du groupe BRICS varie de 0,004% (Russie) à 11,283% (Afrique du Sud). En revanche, la part des importations varie de 0,004% (Russie) à 11,221% (Chine). En outre, la figure montre que l'Afrique du Sud, la Chine et l'Inde sont les principaux partenaires commerciaux de l'Union.

Pour mieux apprécier les parts des échanges commerciaux dans le temps avec les pays du groupe BRICS individuellement, le graphique 5 présente l'évolution des échanges pour chaque pays. Ce graphique montre une augmentation des échanges commerciaux entre l'Union et les pays du groupe BRICS à l'exception de la Russie. En effet, les échanges entre l'Union et la Russie ne cessent de diminuer depuis la fin des années 1990. Les parts des échanges avec le Brésil restent stables et négligeables durant la période 2000-2004. Toutefois, à partir de 2004 la part des exportations et des importations du Brésil a connu une progression nette. La part des importations des produits brésiliens a atteint les 2,178% en relation avec l'augmentation des importations de sucre.

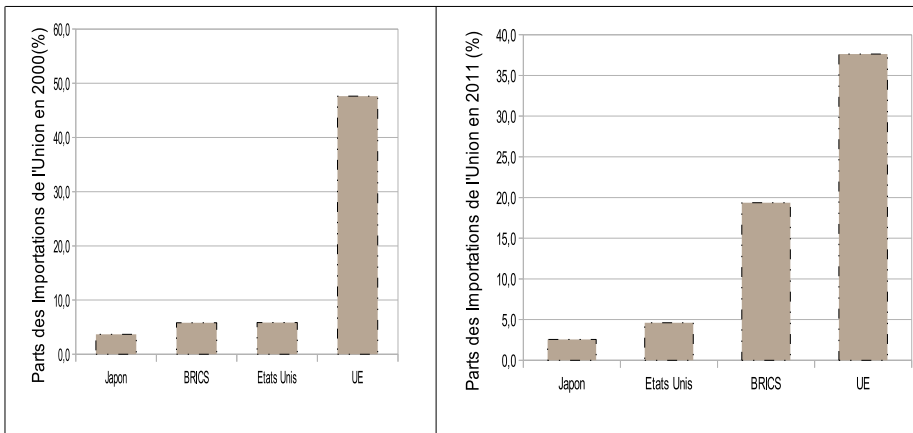
L'Inde et la Chine sont les partenaires commerciaux de l'Union les plus dynamiques. Toutefois, les volatilités annuelles sont plus prononcées en Inde relativement aux autres pays. En outre, depuis 2006 la part des exportations vers l'Inde est plus élevée que les importations, ce qui indique un surplus commercial. En revanche, pour la Chine, l'augmentation de la part des importations des produits chinois relativement à la part des exportations est très marquée. Depuis 2006, le déficit commercial entre l'Union et la Chine ne fait que s'accroître. Ceci pourrait s'expliquer par les investissements massifs de ce pays dans le secteur minier de l'Union.

Graphique 2 : Parts des exportations de l'Union avec les principaux partenaires commerciaux en 2000 et 2011



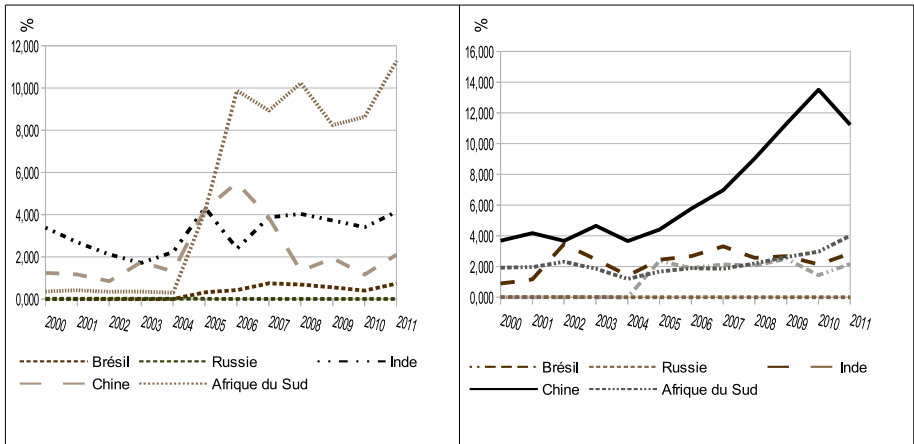
Source : BCEAO.

Graphique 3 : Parts des importations de l'Union avec les principaux partenaires commerciaux en 2000 et 2011



Source : BCEAO.

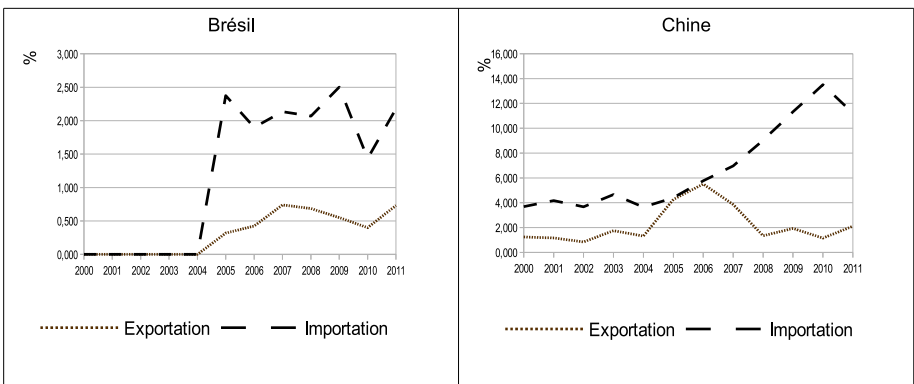
Graphique 4 : Parts des exportations (gauche) et des importations (droite) de l'UEMOA vers et en provenance des pays du groupe BRICS.

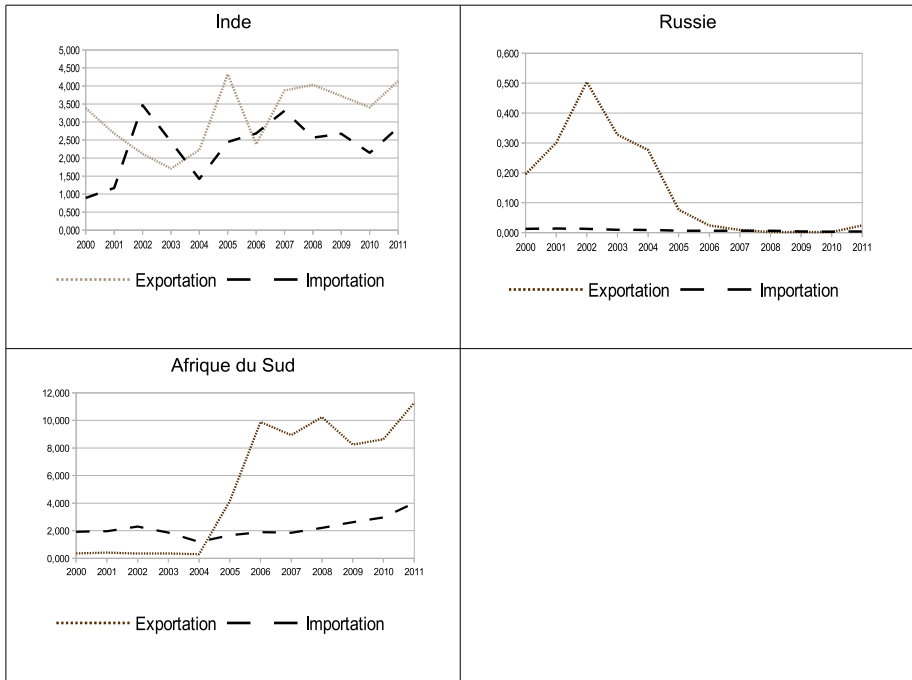


Sources : statistiques douanières, BCEAO, CNUCED.

L'Afrique du Sud et l'Union entretiennent des relations commerciales très poussées comme en témoigne la part des importations et exportations dans les échanges. Depuis 2006, l'Afrique du Sud est la destination préférée des exportations de l'Union parmi tous les pays du groupe BRICS. En 2011, la part des exportations vers l'Afrique du Sud est de 11,28% contre à 4,15% en 2004. Cette augmentation des exportations est due en grande partie à l'exportation de l'or du Burkina Faso et du Mali.

Graphique 5 : Parts des Importations et Exportations pour chaque pays du groupe BRICS Afrique du Sud





Sources : statistiques douanières, BCEAO, CNUCED.

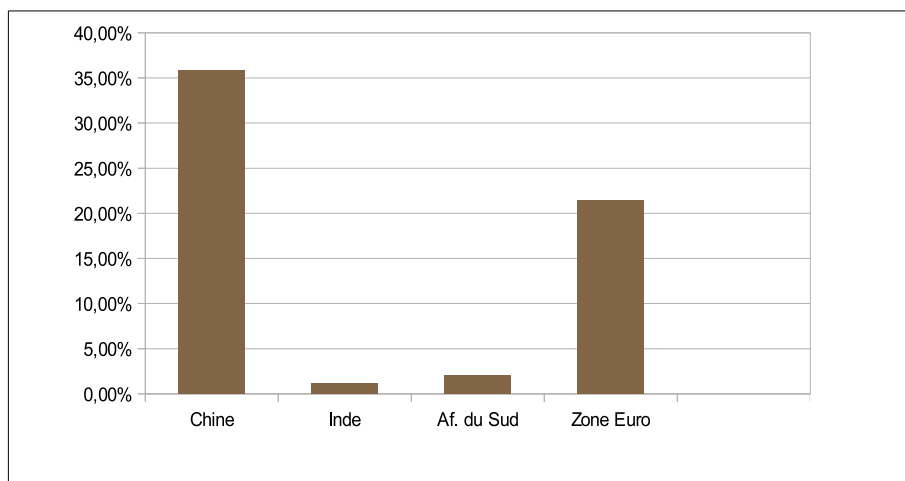
1.2 Orientation des Investissements Directs Etrangers

Le secteur qui attire le plus d'investissement en Afrique est celui des mines. En effet, les IDE dans le secteur minier ont augmenté de façon exponentielle depuis 2003. Cette situation a conduit à une augmentation sensible de la production minière notamment celle du pétrole. D'après les estimations du FMI, entre 2003 et 2007, les compagnies chinoises ont investi dans 80 projets miniers dont au moins 25 en Afrique au sud du Sahara. Parmi ces 25 projets, 40% sont des projets pétroliers, 55% sont des projets miniers et 5% des projets qui sont dans le gaz naturel. La concurrence autour des matières premières ces dernières années a favorisé les pays producteurs qui se voient proposer des contrats miniers très attractifs.

Les travaux réalisés par la BCEAO en 2013 ont relevé une faible diversification des sources de provenance des IDE. Cependant, les pays de l'Asie, en particulier la Chine ont fait des investissements importants dans l'Union. De 2007 à 2011, la part des IDE en provenance de l'Asie est passée de 13,3% à 20,4%. Cette augmentation est due principalement aux investissements chinois dans la Zone UEMOA dans les secteurs du pétrole et de l'uranium au Niger. En effet, l'industrie extractive attire la majeure partie des IDE avec 50% du total entre 2007 et 2011.

Le graphique 6 ci-dessous montre la ventilation géographique du stock des IDE reçus dans les pays de l'UEMOA à fin 2011. Il ressort du graphique que la part du stock des IDE en provenance de la Chine est plus importante que celle de la Zone Euro, le partenaire traditionnel de l'Union. En effet, en 2011 la part des IDE de la Chine est de 36% tandis que celle de la Zone Euro est de 21%. En outre, le graphique montre que la contribution de l'Inde et de l'Afrique du Sud dans le stock des IDE dans l'Union est très faible avec respectivement 1% et 2% des parts.

Graphique 6 : Ventilation géographique du stock d' IDE reçus dans les pays de l'UEMOA a fin 2011



Source : BCEAO.

II. LES MECANISMES DE TRANSMISSION

Il est généralement reconnu dans la littérature que le canal des échanges commerciaux constitue l'une des principales voies de transmission des chocs économiques entre pays. A cet égard, il ressort que la conjoncture dans les pays du groupe BRICS pourrait affecter l'équilibre macroéconomique dans les pays de l'Union à travers l'offre et la demande de biens et services, la dynamique des prix et l'équilibre extérieur.

2.1 Canal des échanges

Les échanges commerciaux constituent le canal de transmission le plus direct par lequel les pays du groupe BRICS affectent les pays de l'Union. D'après les estimations du FMI, le canal des échanges représente 60% de l'impact des pays du groupe BRICS sur la croissance économique des pays à revenu faible. Pour les pays africains, les résultats sont plus robustes validant ainsi le lien commercial qui existe entre ces groupes de pays.

La hausse des importations de matières premières par la Chine a entraîné, une explosion de la demande de ces produits au milieu des années 2000. A cet égard, de nouvelles mines ont été mises en valeur à travers un investissement massif en capital dans plusieurs pays à faible revenu. En outre, les finances publiques des pays exportateurs des matières premières ont connu une nette amélioration, en raison des taxes minières et autres frais que paient les importateurs. C'est le cas de certains pays africains comme la Côte d'Ivoire et le Niger, qui ont saisi cette conjoncture favorable pour mettre en valeur leurs potentiels miniers notamment le pétrole, l'or et l'uranium.

Pour les autres pays de l'Union, les échanges commerciaux avec les pays du groupe BRICS portent surtout sur l'importation des biens intermédiaires et finaux et l'exportation des matières premières. Une conjoncture défavorable dans ces pays, comme c'est le cas actuellement en Chine, pourrait impacter négativement la croissance économique des pays de l'Union exportateurs de matières premières. Toutefois, l'effet direct sur la production minière serait faible. En effet, les investissements initiaux de certains projets miniers coûtent très chers et l'arrêt de ces projets n'a de sens économique que si les prix des matières premières retombent en dessous des coûts variables de production.

Le prix du pétrole est resté stable comparé à d'autres produits et les pays de l'Union exportateurs du pétrole devront en tirer profit. Cette situation se renforcera davantage avec le changement structurel de l'économie chinoise vers les dépenses de consommation, qui à terme, devraient stimuler la demande en pétrole brut et autres produits dérivés. Toutefois, les pays qui exportent d'autres matières premières telles que l'uranium, le cuivre et l'or devront s'attendre à une diminution de leurs revenus miniers du fait de la baisse de la demande liée au ralentissement de la croissance économique dans les pays du groupe BRICS.

2.2 Canal des prix

Les prix des importations et des exportations constituent un canal par lequel les pays du groupe BRICS impactent l'économie de l'UEMOA. Les biens produits dans les pays du groupe BRICS bénéficient de coûts de production faibles qui les rendent plus compétitifs sur le marché mondial. Ces pays ont un avantage comparatif sur la production de certains produits, par rapport aux partenaires traditionnels de l'Afrique (Europe, Japon et Etats-Unis). Ceci explique la forte présence des produits fabriqués en Chine à moindre coût, sur les marchés des pays en développement.

Les études réalisées par la BCEAO⁴ ont montré que la « production » et « l'inflation importée » constituent, de par l'ampleur de leurs effets, les principaux déterminants de la dynamique des prix dans l'UEMOA. L'estimation de l'influence des importations

4- Doe et Diariso, 1997 ; Diallo, 2002 ; Dembo Toé, 2007.

des produits fabriqués dans les pays du groupe BRICS sur l'inflation de l'Union pourrait être effectuée en pondérant l'élasticité prix aux importations par le pass-through.

Les pays du groupe BRICS pourraient également influencer les prix des matières premières sur le marché mondial. En effet, ces pays sont des grands consommateurs des matières premières. La Chine, par exemple, consomme environ 11% du pétrole mondial. En outre, environ 1/3 des fluctuations du prix du pétrole est attribué aux chocs provenant des pays du Groupe BRICS. Ainsi, une diminution de la demande des matières premières par les pays du groupe BRICS pourrait diminuer leurs prix au niveau mondial. Cette diminution du prix affecte directement les revenus que les pays de l'Union tirent de la vente des matières premières.

2.3 Canal des investissements directs étrangers et de l'aide publique au développement

Au-delà des canaux de transmission discutés jusque là, les pays du groupe BRICS peuvent influencer les économies de l'Union par le financement du développement et les investissements directs étrangers (IDE). En effet, il peut y avoir une forte corrélation entre les échanges commerciaux et les IDE. Certains pays peuvent investir dans la production de matières premières qu'ils importent par la suite. En outre, il arrive que les entreprises fassent un arbitrage entre servir le marché d'un pays à travers les exportations ou par la création d'une branche qui sert directement le marché. Dans ce cas, les échanges commerciaux et les IDE deviennent alors des substituts. Pour le cas de l'Union, les échanges commerciaux avec les pays du groupe BRICS sont plus importants que les IDE. En effet, il existe très peu d'industries des pays du groupe BRICS qui s'installent dans la sous-région en dehors des compagnies qui opèrent dans le secteur de la construction.

Toutefois, la situation actuelle des pays du groupe BRICS notamment de la Chine, est une opportunité pour l'Afrique. Avec le ralentissement de l'activité économique en Chine, les compagnies chinoises qui sont en grande majorité étatiques font face à une pression qui les poussent à investir ailleurs. Pour ces entreprises en quête de profit, l'Afrique semble être une destination privilégiée pour plusieurs raisons. En effet, la compétition est moins forte en Afrique que partout ailleurs dans le monde et sa position géographique permet facilement l'écoulement des produits en Europe et en Amérique. Cette position stratégique de l'Afrique couplée avec la loi African Growth Opportunity Act (AGO)⁵, est une opportunité pour les compagnies des pays du groupe BRICS qui évoluent dans le textile. Ce cadre leur permettrait d'exporter vers les Etats-Unis leurs productions sans droits de douanes et à des coûts de transport moins élevés que ceux qui seraient supportés par des produits fabriqués en Chine.

5- Loi du Congrès américain qui facilite l'accès des produits des entreprises africaines au marché américain.

Les pays du groupe BRICS entretiennent des relations économiques avec l'Afrique depuis les années 1950 et 1960. Historiquement, ces pays apportent leur assistance aux pays africains dans le cadre de la coopération sud-sud. Il s'agit, notamment, de l'engagement de la Russie en Afrique qui date de l'époque de la guerre froide. Les pays du groupe BRICS financent plusieurs projets de développement dans les infrastructures.

Ces dernières années, le financement du développement en Afrique par les pays du groupe BRICS a considérablement augmenté. Des pays comme la Chine, l'Inde et le Brésil supportent la recherche et la formation principalement dans le secteur de la santé et de l'agriculture. Très souvent, le financement du développement vient en complément des IDE comme c'est le cas des compagnies chinoises qui investissent dans les mines. Ces accessoires aux IDE prennent la forme de dons, crédit et lignes de crédit. Les ressources naturelles sont souvent utilisées comme garanties, rendant ce type de financement très complexe.

III. L'IMPACT DES PAYS DU GROUPE BRICS SUR LES ÉCONOMIES DE L'UNION

Comme les graphiques de la partie I l'indiquent, les échanges commerciaux entre les pays du groupe BRICS et l'Union sont en nette progression. La question qui se pose est de savoir dans quelle mesure cette nouvelle dynamique affecte les fondamentaux des économies de l'Union, en particulier la croissance économique. La présente section vise à analyser l'impact de la situation des pays du groupe BRICS sur les économies de la Zone UEMOA.

Globalement, les estimations du FMI (2011) montrent que l'impact total d'une augmentation de 1% de la demande et de la productivité dans les pays du groupe BRICS entraîne une hausse de la production dans les pays à faible revenu de 0,7% sur 3 ans et 1,2% sur 5 ans. Au niveau de l'Union, cet impact pourrait être analysé au travers des canaux de transmissions identifiés dans la section II de la présente note (les canaux des échanges et des prix).

Les statistiques montrent que les exportations de marchandises des pays de l'Union vers les pays du groupe BRICS notamment l'Afrique du Sud, l'Inde et la Chine sont dominées par l'acide phosphorique, la noix de cajou, l'or, le bois et le coton. En dehors de l'acide phosphorique, ces marchandises sont pour la plupart des produits miniers ou des produits agricoles qui sont caractérisés par des valeurs ajoutées très faibles comparées aux produits manufacturés.

Toutefois, le nombre d'emplois générés par ces secteurs est relativement important, en raison de l'utilisation intensive de la main d'œuvre notamment dans le secteur agricole. En outre, ces exportations constituent une source importante d'entrée de devises pour les pays de l'Union.

Pour évaluer l'effet d'un ralentissement économique dans les pays du groupe BRICS sur l'économie des pays de l'Union, il serait opportun de faire un exercice simple de simulation d'impact. En effet, en 2011, le PIB des pays de l'Union était de 36.668,4 milliards de franc CFA. En revanche, les importations des pays du groupe BRICS, excepté la Russie en provenance de la zone UEMOA se sont établies à 1.917,0 milliards de franc CFA soit environ 5% du PIB de l'Union. Une baisse du PIB dans les pays du groupe BRICS de l'ordre de 5% pourrait faire baisser les importations de ces pays d'environ 10%⁶. Au total, le choc serait, ceteris paribus, de 1/10 des 5% soit une diminution de 0,5% (de 5% à 4.5%)⁷ du poids des importations des pays du groupe BRICS sur le PIB de l'Union.

L'exemple précédent montre que l'effet d'un ralentissement de la croissance dans les pays du groupe BRICS sur l'économie de la Zone UEMOA à travers le canal des échanges est relativement faible. En outre, l'effet serait davantage faible s'il est pris en compte qu'une grande partie des importations des pays du groupe BRICS sont des biens intermédiaires utilisés dans la production des marchandises destinées à l'exportation. En effet, les biens exportés ne dépendent pas de la demande locale ce qui pourrait limiter davantage l'impact.

Les prix des matières premières notamment le pétrole⁸ pourraient avoir un effet plus important sur les économies de l'Union. Les pays exportateurs de ces matières premières verront leurs revenus diminuer. En revanche, les pays importateurs de pétrole bénéficieront d'un allègement de leurs factures. Toutefois, la plupart des pays de l'Union en dehors de la Côte d'Ivoire et du Niger sont des importateurs de pétrole. Au total, l'effet net d'une éventuelle diminution de la demande des matières premières dans les pays du groupe BRICS sur les économies des pays de l'Union serait relativement faible.

A titre illustratif, les résultats d'une étude de l'Agence Monétaire de l'Afrique de l'Ouest (AMAO, 2008) qui a estimé les élasticités du prix du pétrole par rapport aux déficits fiscaux dans certains pays de la Communauté Economique des Etats de l'Afrique de l'Ouest (CEDEAO) montrent qu'elles varient entre 1,53 pour le Sénégal et -1,83 pour le Nigeria. Ainsi, une augmentation de 1% du prix du pétrole aggrave le déficit fiscal de 1,53% au Sénégal et l'améliore au Nigeria de 1,83%. Outre, le Sénégal, le Bénin et le Burkina obtiennent respectivement une élasticité de 1,09 et

6- Il est supposé une élasticité-revenu de la demande des biens importés d'environ 2. Cette hypothèse est basée sur les estimations qui se trouvent dans la littérature (Thorbecke et Komoto, 2010 ; Tokarick, 2010). Dans la plupart des cas, l'élasticité-revenu de la demande des biens importés varie entre 0,5 à 2. L'élasticité de 2 est retenue dans l'étude pour montrer le cas extrême où les biens importés par les pays du groupe BRICS sont relativement sensible à leur PIB.

7- Voir l'appendice.

8- En général, l'élasticité-prix du pétrole est difficile à estimer. Elle est généralement très faible (Hamilton, 2009). En revanche, l'élasticité-revenu de la demande du pétrole pour la Chine, par exemple, varie entre 0,55 à 0,91 (CBO, 2006).

0,86. En général, l'étude montre qu'une augmentation du prix pétrole sur le marché mondial améliore le déficit fiscal des pays exportateurs de pétrole. Toutefois, cette hypothèse n'a pas été confirmée pour la Côte d'Ivoire qui a une élasticité 0,37% par rapport au déficit. Les auteurs de l'étude attribuent les résultats de la Côte d'Ivoire à la crise politique qui prévaut dans ce pays durant la période concernée par le papier.

Il est évident d'après l'étude de l'AMOA (2008), qu'une baisse du prix de pétrole causée par un repli de la demande dans les pays du groupe BRICS bénéficierait faiblement aux pays de l'UEMOA. Cet effet est tiré par l'élasticité-prix du pétrole par rapport au déficit fiscal au Sénégal qui est de 1,53. En outre, dans les autres pays de l'Union concernés par l'étude, leurs déficits fiscaux sont inélastiques aux prix du pétrole y compris pour la Côte d'Ivoire qui est un pays exportateur de pétrole.

Au total, l'intensification des échanges commerciaux entre l'Union et les pays du groupe BRICS est potentiellement profitable pour les deux parties. En particulier, les pays du groupe BRICS trouvent dans l'Union les matières premières nécessaires pour soutenir leur croissance économique et en même temps accèdent à de nouveaux marchés pour leurs exportations. Pour l'Union, outre les avantages liés aux exportations des matières premières, les pays de l'UEMOA bénéficient d'un transfert de technologie à travers les IDE des pays du groupe BRICS. Ce transfert de technologie devrait à long terme accompagner la croissance économique dans l'espace UEMOA.

En effet, les IDE des pays du groupe BRICS dans l'Union ont augmenté de façon substantielle ces dernières années. Cette augmentation est attribuée notamment aux IDE de la Chine dans le secteur minier au Niger et celui de l'Afrique du Sud dans la filiale aurifère au Mali et au Burkina. Toutefois, ces IDE ont le plus souvent un caractère transitoire dans la mesure où ils sont constitués des investissements initiaux en infrastructures minières ou pétrolières. En outre, leurs impacts sur la croissance économique restent problématiques dans les pays en développement caractérisés par un faible niveau du capital humain et un déficit en infrastructures (Bengoa and Sánchez-Robles, 2003).

CONCLUSION

Les pays du groupe BRICS sont en pleine mutation économique et plusieurs analyses montrent qu'ils seront classés dans peu de temps parmi les pays les plus riches du monde. Ces pays entretiennent des relations économiques très poussées avec l'Union. A cet égard, la conjoncture économique dans ces pays affecte la Zone UEMOA à travers plusieurs canaux dont celui des prix, des échanges commerciaux et des IDE. Une forte croissance dans les pays du groupe BRICS peut entraîner une hausse des prix des matières premières exportées par les pays de l'Union ainsi qu'une augmentation des flux commerciaux et des IDE. Les pays de l'Union pourraient également bénéficier de l'implantation d'entreprises des pays du groupe BRICS à la recherche de rendements plus élevés.

Toutefois, la situation économique actuelle des pays du BRICS caractérisée par un ralentissement des activités n'aurait pas un impact significatif sur les économies de l'Union.

Les échanges commerciaux entre l'UEMOA et les pays du groupe BRICS (excepté la Russie) sont en augmentation mais avec des taux de progression différents. En outre, la balance commerciale entre l'Union et les pays du groupe BRICS varie d'un pays à un autre. Parmi les cinq pays qui constituent les BRICS, la Chine est un partenaire privilégié de par l'intensité de ses échanges avec la Zone. La croissance économique en Chine a été spectaculaire ces trois dernières décennies bien qu'elle semble stagner depuis 2008. Le ralentissement de l'économie et la volonté du Gouvernement chinois de la restructurer est une opportunité pour attirer des investissements dans l'Union.

En plus du commerce extérieur, les IDE constituent un autre canal qui capte le lien entre les BRICS et l'UEMOA. Toutefois, les investissements des pays du groupe BRICS dans l'Union sont concentrés dans le secteur minier. Il est très rare de voir une entreprise des pays du groupe BRICS installer une unité de production dans l'Union. A cet égard, il serait utile d'analyser les facteurs qui déterminent l'établissement des entreprises étrangères dans l'espace UEMOA. En outre, pour mieux tirer les avantages liés aux IDE, les Etats de l'UEMOA doivent investir énormément dans les infrastructures et dans le développement du capital humain.

Références

Agence Monétaire de l'Afrique de l'Ouest, 2008, « Impact of Petroleum Price Fluctuations on Key Convergence Criteria in Ecowas Member States ».

Bengoa, Marta, and Blanca Sánchez-Robles, 2003, "Foreign Direct Investment as a Source of Endogenous Growth." Universidad de Cantabria, Economics Working Paper 5/03, Spain.

Banque Centrale Etats de l'Afrique de l'Ouest, 2013, « Evolution des Investissements Directs Etrangers dans les Pays de l'UEMOA au cours de la Periode 2000-2011 ».

Banque Centrale Etats de l'Afrique de l'Ouest, 2013, « Analyse de l'Evolution Commerce Extérieur de Biens et Services de l'UEMOA au cours de la Periode 2000-2011 ».

Congressional Budget Office, 2006, « China's Growing Demand for Oil and its Impact on U.S. Petroleum Markets » The Congress of the United States.

Doe Lubin et Diallo Mamadou L. «Déterminants empiriques de l'inflation dans les pays de l'UEMOA», BCEAO, Etudes et Recherches, Notes d'Information et Statistiques (476), décembre 1997.

Dembo Toé M. et Hounpkatin M., 2007, «Lien entre la masse monétaire et l'inflation dans les pays de l'UEMOA », Document d'Etude et de Recherche, DER/07/02, BCEAO, Mai 2007.

Groot, de Groot, Lejour and Jan Möhlmann, 2011, « The rise of the BRIC Countries and its impact on the Dutch Economy ».

Hamilton, James D., 2009, « Understanding Crude Oil Prices, » The Energy Journal, International Association for Energy Economics, vol. 30(2), pages 179-206.

International Monetary Fund, 2011, «New Growth Drivers for Low Income Countries : The Role of BRICS ».

Thorbecke W., et Ginalyn Komoto, 2010, « Investigating the Effect of Exchange Rate Changes on Transpacific Rebalancing », Asian Development Bank Institute, working paper series, No 247.

Tokarick S., 2010, « A Method for Calculating Export Supply and Import Demand Elasticities », International Monetary Fund, WP/10/180.

United Nations Economic Commission for Africa, 2013, « Africa-Brics Cooperation : Implication for Growth, Employment and Structural Transformation in Africa ».

World Bank, 2011, « Bridging the Atlantic. Brazil and Sub-Saharan Africa : South-South partnering for growth, » World Bank & IPEA 146 p.

Appendice

Les importations des pays du groupe BRICS (IM_{BR}) en provenance de l'Union représente alpha (α_0) du PIB de l'UEMOA (PIB_{UE}). Algébriquement, α est calculé selon la formule suivante :

$$\alpha_0 = IM_{BR} / PIB_{UE} \quad (1)$$

L'équation 1 représente la condition initiale.

En 2011 (année de référence), α_0 est égal à 5% c'est à dire les exportations de l'Union vers les pays du groupes représentent 5% du PIB de l'Union.

Il est supposé une élasticité-revenu de la demande des biens importés d'environ 2. C'est à dire, si le PIB des pays du groupe du BRICS baisse de 1% leur demande des biens importés de l'Union diminuera 2%. Alors, une baisse du PIB dans les pays du groupe BRICS de l'ordre de 5% pourrait faire baisser les importations de ces pays d'environ 10% ($10\% * IM_{BR}$).

Après le choc dans les pays du groupe BRICS et en utilisant équation 1 α_0 devient α_1 ceteris paribus :

$$\alpha_1 = (IM_{BR} - 10\% * IM_{BR}) / PIB_{UE} \quad (2)$$

$$\alpha_1 = 0,90 * IM_{BR} / PIB_{UE} \quad (3)$$

la valeur numérique de α_1 est donc de 4,5% soit une baisse de 0.5% par rapport à α_0 .

NOTE AUX AUTEURS

PUBLICATION DES ETUDES ET TRAVAUX DE RECHERCHE DANS LA REVUE ECONOMIQUE ET MONETAIRE DE LA BCEAO

La Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest publie semestriellement, dans la Revue Economique et Monétaire (REM), des études et travaux de recherche.

I – MODALITES

1- L'article à publier doit porter sur un sujet d'ordre économique, financier ou monétaire et présenter un intérêt scientifique avéré, pour la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO) en général ou les Etats membres de l'Union Monétaire Ouest Africaine (UMOA) en particulier. Bien que son ambition soit de vulgariser les travaux scientifiques produits au sein de l'UEMOA et/ou portant sur l'UEMOA dans les domaines économique, monétaire ou financier, la REM reste ouverte à la réflexion émanant des chercheurs extérieurs et/ou développée par les spécialistes des autres disciplines des sciences sociales.

2- Les articles publiés dans un même numéro de la Revue peuvent porter sur des questions différentes. Toutefois, en fonction de l'actualité et/ou de l'acuité de certains sujets, des numéros thématiques et des numéros spéciaux peuvent être publiés. Les numéros thématiques sont destinés à faire le point sur une problématique particulière, dont ils font ressortir toute la richesse et la complexité. Les numéros spéciaux sont, quant à eux, réservés à la publication de dossiers spécifiques qui, sans être thématiques, présentent néanmoins des points de convergence sur certains aspects. Des Actes de colloques ou de séminaires, des rapports de recherche ou des travaux d'équipe peuvent alimenter ces numéros spéciaux.

3- La problématique doit y être clairement présentée et la revue de la littérature suffisamment documentée. Il devrait apporter un éclairage nouveau, une valeur ajoutée indéniable en infirmant ou confirmant les idées dominantes sur le thème traité.

4- L'article doit reposer sur une approche scientifique et méthodologique rigoureuse, cohérente, et pertinente, et des informations fiables.

5- Il doit être original ou apporter des solutions originales à des questions déjà traitées.

6- Il ne doit avoir fait l'objet ni d'une publication antérieure ou en cours, ni de proposition simultanée de publication dans une autre revue.

7- Il est publié après avoir été examiné et jugé conforme à la ligne éditoriale de la Revue par le Comité Editorial, puis avec une valeur scientifique qui lui est reconnue par le Comité Scientifique et avis favorable de son Président, sous la responsabilité exclusive de l'auteur.

8- Les articles peuvent être rédigés en français ou en anglais, et doivent comporter deux résumés en français et en anglais.

9- Le projet d'article doit être transmis à la Direction de la Recherche et de la Statistique selon les modalités ci-après :

- en un exemplaire sur support papier par courrier postal à l'adresse :

*Direction de la Recherche et de la Statistique
BCEAO Siège
Avenue Abdoulaye FADIGA
BP 3108 Dakar, Sénégal.*

- en un exemplaire par courrier électronique, en utilisant les logiciels Word pour les textes et Excel pour les tableaux, ou autres logiciels compatibles, à l'adresse : *courrier.drs@bceao.int*

Si l'article est retenu, la version finale devra être transmise suivant les mêmes modalités.

II - PRESENTATION DE L'ARTICLE

1- Le volume de l'article imprimé en recto uniquement ne doit pas dépasser une trentaine de pages, annexes non compris (caractères normaux et interligne 1,5 ligne). En début d'article, doivent figurer les mots clés, ainsi que les références à la classification du Journal of Economic Literature (JEL).

2- Les informations ci-après devront être clairement mentionnées sur la page de garde :

- le titre de l'étude ;

- la date de l'étude ;

- les références de l'auteur :

** son nom ;*

** son titre universitaire le plus élevé ;*

** son appartenance institutionnelle ;*

** ses fonctions ;*

- un résumé en anglais de l'article (500 mots maximum) ;

- un résumé en français (500 mots maximum).

3- Les références bibliographiques figureront :

- dans le texte, en indiquant uniquement le nom de l'auteur et la date de publication ;
- à la fin de l'article, en donnant les références complètes, classées par ordre alphabétique des auteurs, suivant la classification de Harvard (nom de l'auteur, titre de l'article ou de l'ouvrage, titre de la revue, nom de l'éditeur, lieu d'édition, date de publication et nombre de pages).

ACHEVÉ D'IMPRIMER SUR LES PRESSES
DE L'IMPRIMERIE DE LA BCEAO
FÉVRIER 2015



BCEAO
BANQUE CENTRALE DES ETATS
DE L'AFRIQUE DE L'OUEST

Avenue Abdoulaye Fadiga
BP 3108 - Dakar - Sénégal
www.bceao.int