

REVUE ECONOMIQUE ET MONETAIRE

N° 33 – JUIN 2023



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
Ndèye Amy Ngom SECK
*Directeur de la Recherche
et des Partenariats*

*Emails : courrier.zdrp@bceao.int
rem@bceao.int*

Impression :
Imprimerie de la BCEAO
BP : 3108 - DAKAR

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.

LISTE DES MEMBRES DES ORGANES DE LA REVUE ECONOMIQUE ET MONETAIRE

La REM est dotée d'organes conformes aux standards internationaux, à savoir un Secrétariat d'Edition, un Comité Editorial, un Comité Scientifique et un Directeur de Publication.

Le Comité Editorial est un organe interne à la Banque Centrale composé comme suit :

- le Directeur Général du Centre Ouest Africain de Formation et d'Etudes Bancaires, Président ;
- le Directeur de la Recherche et des Partenariats ;
- le Directeur des Enseignements et des Programmes de Formation ;
- le Directeur de la Conjoncture Economique et des Analyses Monétaires ;
- le Directeur des Etudes Economiques et de l'Intégration Régionale ;
- le Directeur des Statistiques ;
- le Directeur de la Stabilité Financière ;
- le Directeur des Activités Bancaires et des Financements Alternatifs.

Le Comité Scientifique regroupe des membres externes à la Banque Centrale, en l'occurrence des universitaires et des chercheurs de renom, reconnus pour leur expertise dans le domaine des sciences économiques et de la monnaie. Il est composé comme suit :

- Professeur Adama DIAW, Université Gaston Berger de Saint-Louis (Sénégal), Président ;
- Professeur Mama OUATTARA, Université Félix Houphouët-Boigny (Côte d'Ivoire), membre ;
- Professeur Idrissa OUEDRAOGO, Université de Ouaga II (Burkina Faso), membre ;
- Professeur Nasser Ary TANIMOUNE, Université d'Ottawa (Canada), membre ;
- Professeur Charlemagne Babatoundé IGUE, Université d'Abomey-Calavi (Bénin), membre ;
- Professeur Yaya SISSOKO, Indiana University of Pennsylvania (Etats- Unis d'Amérique), membre ;
- Professeur Ahmadou Aly MBAYE, Université Cheikh Anta DIOP de Dakar (Sénégal), membre ;
- Professeur Issouf SOUMARE, Université Laval (Canada), membre ;
- Professeur Akoété Ega AGBODJI, Université de Lomé (Togo), membre ;
- Professeur Jean-Paul POLLIN, Université d'Orléans (France), membre ;
- Professeur Georges KOBOU, Université de Yaoundé II (Cameroun), membre ;
- Professeur Ali LAZRAK, British Columbia University (Canada), membre.

Le **Secrétariat d'Edition** est assuré par la Direction en charge de la Recherche de la BCEAO.

Le **Directeur de Publication** de la Revue Economique et Monétaire (REM) est le Directeur en charge de la Recherche.

SOMMAIRE

AVANT-PROPOS.....	7
EVALUATION ET DETERMINANTS DE LA SYNCHRONISATION DES CYCLES ECONOMIQUES DANS L'UNION ECONOMIQUE ET MONETAIRE OUEST AFRICAINE (UEMOA.....	9
RELATION DYNAMIQUE ENTRE LES SOLDES DU COMPTE COURANT ET BUDGETAIRE DANS L'UEMOA : LA PRISE EN COMPTE DES CHANGEMENTS DE REGIME ET DES TRANSMISSIONS ASYMETRIQUES.....	40
NOTE AUX LECTEURS	68

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 trente-troisième numéro de la Revue de juin 2023 est un numéro consacré aux questions budgétaires des Etats membres de l'UEMOA. Il comprend deux (2) articles. Le premier article intitulé « *Evaluation et déterminants de la synchronisation des cycles économiques dans l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA)* » a pour objectif d'évaluer le niveau de la synchronisation des cycles économiques dans l'UEMOA et de déterminer les facteurs pouvant contribuer à son amélioration. Les résultats devraient permettre aux décideurs de mieux cibler leurs politiques économiques, afin de concourir au rapprochement des cycles économiques. Par rapport aux précédents travaux sur la région, l'article est novateur car, outre l'intégration commerciale, l'étude prend en compte plusieurs variables, notamment la structure de production, la convergence des politiques budgétaires et la discipline budgétaire des pays de l'UEMOA dans le rapprochement des cycles économiques. Afin d'améliorer la qualité des résultats issus des estimations par la méthode des variables instrumentales (IV), des tests de robustesse additionnels ont été menés sur la sensibilité de la variable dépendante et faisant recours à des mesures alternatives des variables indépendantes. L'analyse couvre les huit Etats membres de l'UEMOA et s'étend sur la période 1990-2018. Les résultats obtenus montrent que l'amélioration de l'intégration commerciale et de la convergence budgétaire contribuent au rapprochement des cycles économiques. Plus précisément, l'intégration commerciale contribue davantage au rapprochement des cycles des Etats à structure de production diversifiée comparativement à ceux dont la structure de production est non diversifiée. En outre, le respect du critère de convergence relatif au solde budgétaire global en vigueur au sein de l'Union, contribue au rapprochement des cycles économiques. En termes de recommandations, il incombe aux pays de l'Union, d'une part, d'améliorer l'intégration commerciale et de poursuivre les efforts de diversification de leur structure de production et, d'autre part, de renforcer la convergence et la discipline budgétaire afin d'accroître le niveau de synchronisation des cycles économiques.

Le second article est intitulé « *Relation dynamique entre les soldes du compte courant et budgétaire dans l'UEMOA : la prise en compte des changements de régime et des transmissions asymétriques* ». Son objectif est de fournir une nouvelle évidence empirique sur la relation dynamique entre les déficits du compte courant et budgétaire dans la zone UEMOA. Les auteurs examinent l'hypothèse des déficits jumeaux en prenant en compte les ruptures structurelles et les asymétries. La méthodologie repose sur l'estimation de modèle autorégressif à retards échelonnés non linéaire (NARDL) et l'analyse des effets cumulatifs des chocs sur les soldes courant et budgétaire. Des données annuelles sur la période 1985-2017 des huit (8) pays de la zone sont utilisées. Les résultats révèlent une certaine hétérogénéité de la zone. En effet, des asymétries de long-terme existent dans la relation entre le solde du compte courant et le solde budgétaire dans les pays comme le Bénin, le Togo, la Guinée Bissau et le Niger.

Par contre, cette relation pour les cas du Sénégal et le Mali est symétrique tandis que pour la Côte d'Ivoire et le Burkina-Faso, aucune relation de long-terme n'est détectée.

Au total, les deux articles publiés dans ce trente-troisième numéro de la REM permettent de comprendre, d'une part, qu'il existe une hétérogénéité dans la relation entre le solde du compte courant et celui du budget à travers les Etats membres de l'Union et, d'autre part, de comprendre que le respect des critères de convergence budgétaires par les Etats membres améliore la synchronisation des cycles économiques dans l'Union.

EVALUATION ET DETERMINANTS DE LA SYNCHRONISATION DES CYCLES ECONOMIQUES DANS L'UNION ECONOMIQUE ET MONETAIRE OUEST AFRICAINE (UEMOA)

Leleng KEBALO¹ Stéphane ZOURI²

Résumé

Le présent article évalue le niveau de la synchronisation des cycles économiques dans l'UEMOA et détermine les facteurs pouvant contribuer à son amélioration. Cette opération permet aux décideurs de mieux cibler leurs politiques économiques, afin de concourir au rapprochement des cycles économiques. Par rapport aux précédents travaux sur la région, l'article est novateur car, outre l'intégration commerciale, nous tenons compte de la structure de production, de la convergence des politiques budgétaires et de la discipline budgétaire des pays de l'UEMOA dans le rapprochement des cycles économiques. Des tests de robustesse sont aussi effectués afin d'améliorer la qualité des résultats. L'analyse couvre les huit (8) pays de l'UEMOA et s'étend sur la période 1990-2018. Les résultats obtenus montrent que l'amélioration de l'intégration commerciale et de la convergence budgétaire contribuent au rapprochement des cycles économiques. Plus précisément, l'intégration commerciale contribue davantage au rapprochement des cycles des pays à structure de production diversifiée comparativement aux pays à structure de production non diversifiée. En outre, le respect par les pays du critère de convergence budgétaire relatif au solde budgétaire global en vigueur au sein de l'Union, contribue au rapprochement des cycles économiques. Ainsi, il incombe aux pays de l'Union, d'une part, d'améliorer l'intégration commerciale et de poursuivre les efforts de diversification de leur structure de production et, d'autre part, de renforcer la convergence et la discipline budgétaire afin d'accroître le niveau de synchronisation des cycles économiques.

INFORMATIONS SUR L'ARTICLE

Historique de l'article :

Soumis le 7 janvier 2021.

Reçu en première version révisée le 7 juin 2021.

Reçu en deuxième version révisée le 8 novembre 2021.

Reçu en troisième version révisée le 23 mars 2022

Accepté le 11 avril 2023

Classification JEL : E32, F15, F36, O55.

Mots clés : Cycles économiques, commerce intrarégional, structure de production, convergence budgétaire, discipline budgétaire, UEMOA.

¹ Docteur en sciences économiques, Laboratoire d'Economie Agricole et de Macroéconomie Appliquée (LEAMA), Université de Lomé ;

² Docteur en sciences économiques, Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO).

Abstract

This article assesses the level of business cycle synchronization in WAEMU and identifies factors that contribute to its improvement. This exercise allows policymakers to better target their economic policies to contribute to the business cycle synchronization. We go further than previous studies in this region, as we pay attention to the structure of trade and we consider the fiscal convergence and the fiscal discipline of WAEMU countries in the business cycle synchronization. Moreover, we perform a series of robustness tests to increase the quality of the results. The analysis covers the eight WAEMU countries and extends over the period 1990-2018. The results of the analysis show that trade integration and fiscal convergence within WAEMU contribute to the improvement of the business cycle synchronization. More specifically, trade integration contributes more to the business cycle synchronization for countries with a diversified production structure than for countries with a non-diversified production structure. Moreover, compliance by countries with the fiscal convergence criterion relating to the overall fiscal balance in force within the Union contributes to improving the business cycle synchronization. Thus, it is therefore up to the countries of the Union, on the one hand, to improve trade integration and pursue efforts to diversify their production structure and, on the other hand, to strengthen fiscal discipline to increase the level of the business cycle synchronization.

ARTICLE INFORMATIONS

Article history :

Submitted on January 7, 2021.

Received in first revised form on June 7, 2021.

Received in second revised form on November 8, 2021

Received in third revised form on March 23, 2022

Accepted on April 11, 2023.

JEL Classification : E32, F15, F36, O55.

Keywords: Business cycles, intra-regional trade, production structure, fiscal convergence, fiscal discipline, WAEMU.

INTRODUCTION

L'intégration monétaire s'inscrit dans le vaste processus de globalisation économique et financière dans lequel l'intégration régionale apparaît comme un maillon important. Les enjeux de cette intégration se déclinent en termes de croissance des échanges régionaux, d'émergence d'un pôle économique attractif, mais aussi de stabilité macroéconomique et de renforcement de la coopération régionale, notamment au plan institutionnel (Diop, 2007).

Cependant, si l'union monétaire permet de limiter les incertitudes liées aux fluctuations des taux de change, de favoriser les investissements directs étrangers, de réduire les coûts de transaction et, ainsi, de promouvoir l'accroissement des échanges intracommunautaires, elle impliquerait, en contrepartie, l'abandon de la souveraineté monétaire (ou du moins partiellement)³ des pays qui la composent. Cet abandon traduirait l'impossibilité de pouvoir utiliser le taux de change comme instrument d'ajustement aux chocs asymétriques⁴. Dès lors, la viabilité de l'union reposerait sur sa capacité à atténuer l'impact desdits chocs.

En effet, l'asymétrie des cycles économiques constitue le socle de la théorie traditionnelle des zones monétaires optimales (ZMO) développée par Mundell (1961), McKinnon (1963) et Kenen (1969). Pour qu'une union monétaire soit économiquement viable et avantageuse, il faudrait que les pays qui forment ladite union se retrouvent dans une situation de symétrie des cycles économiques (synchronisation des cycles). Cette condition de symétrie considérée comme une condition nécessaire pour le succès des unions monétaires assure que la politique monétaire commune pourra être stabilisatrice dans tous les pays, et que dans aucun pays, l'abandon de la souveraineté monétaire ne soit synonyme d'aggravation de l'instabilité cyclique.

Par ailleurs, la difficulté de trouver la formule optimale pour la conduite de la politique monétaire commune dans une union monétaire vient à la fois du caractère asymétrique des chocs et asynchrone des cycles (Sarr et Ndiaye, 2011). Ainsi, la synchronisation des cycles économiques est importante dans le cadre d'une union monétaire, en l'occurrence dans l'UEMOA, afin d'éviter que la politique monétaire commune menée par la Banque Centrale soit plus favorable à certains Etats membres, lorsque les pays ne sont pas sur la même phase du cycle économique (certains étant en expansion pendant que d'autres sont en récession). Dans un contexte de déphasage cyclique, une politique monétaire unique pourrait avoir des effets hétérogènes importants, limitant ainsi la capacité de certains Etats de l'Union à faire face aux défis spécifiques à leurs économies. Dès lors, la persistance d'un degré élevé d'asymétrie des cycles économiques dans l'UEMOA peut générer des coûts non négligeables qui peuvent remettre en cause la pérennité de l'Union. Par conséquent, la crédibilité de l'Union est tributaire du degré de convergence des économies qui la composent (Gammadigbé, 2013).

Au vu de ce qui précède, le présent article a pour principal objectif d'identifier les déterminants de la synchronisation des cycles économiques dans l'UEMOA, afin de permettre aux décideurs économiques, dans le souci d'assurer la viabilité de l'Union, de mieux orienter leurs politiques

³ L'union monétaire n'implique pas l'abandon total de la souveraineté monétaire comme c'est le cas pour les systèmes de dollarisation intégrale et de caisse d'émission puisque les membres participent aux décisions de la Banque Centrale commune.

⁴ La suppression du taux de change se réfère à l'impossibilité pour les Etats membres d'une union monétaire de procéder à des ajustements de change entre eux. Bien entendu, une union monétaire dans son ensemble conserve la possibilité de recourir à des ajustements de change avec tout pays qui lui est extérieur, ce qui limite l'ampleur du coût de participation à l'union monétaire.

économiques de manière à accroître le niveau de cette synchronisation. Par rapport à la littérature existante, la perspective de notre travail se présente comme novatrice à plusieurs niveaux.

Premièrement, nous apporterons une contribution à la littérature empirique peu abondante et moins récente sur les déterminants de la synchronisation des cycles économiques en Afrique de l'Ouest. Les travaux dans ce domaine, à l'instar de Tapsoba (2009) ou Gammadigbé (2013), mettent essentiellement l'accent sur le rôle joué par l'intégration commerciale sur la synchronisation des cycles économiques. Ainsi, comparativement à ces travaux, la présente analyse se propose de tenir compte de la convergence budgétaire, un facteur important dans ladite synchronisation depuis les travaux de Darvas et *al.* (2005). En sus, nous tiendrons compte de la discipline budgétaire (Agnello et *al.*, 2013, 2016) dans le rapprochement des cycles économiques, ce qui nous conduira à analyser l'influence du respect, par les pays de l'UEMOA, du critère de convergence budgétaire clé – ratio solde budgétaire (dons compris) rapporté au Produit Intérieur Brut (PIB) supérieur ou égal à -3% – sur la synchronisation des cycles économiques.

Deuxièmement, nous utiliserons une mesure simple et intuitive de la synchronisation des cycles économiques qui est non seulement facilement observable à fréquence annuelle ou trimestrielle mais également moins sensible aux diverses méthodes de filtrage.

Troisièmement, nous considérerons la structure de la production des pays en analysant l'effet de la diversification de la structure de production sur la synchronisation des cycles économiques dans l'UEMOA, sur la base de l'indice de concentration de Herfindahl-Hirschman. En effet, l'intégration commerciale peut réduire le niveau de synchronisation des cycles économiques *via* une spécialisation interbranche des pays (Krugman, 1993), ce qui justifie pourquoi il est indispensable d'intégrer cet aspect dans la relation qui lie l'intégration commerciale à la convergence des cycles économiques.

L'analyse porte sur les huit (8) pays de l'UEMOA et couvre la période 1990-2018. Les résultats issus de l'analyse et des différents tests de robustesse montrent que l'intégration commerciale et la convergence budgétaire contribuent au rapprochement des cycles économiques dans l'UEMOA. En outre, les résultats montrent que l'intégration commerciale contribue davantage au rapprochement des cycles pour les pays à structure de production diversifiée comparativement aux pays à structure de production non diversifiée. Enfin, le respect par les pays du critère de convergence budgétaire limitant le déficit budgétaire global (dons compris) à 3% du PIB au sein de l'UEMOA, contribue au rapprochement des cycles économiques. Par conséquent, les pays de l'UEMOA ont intérêt à renforcer l'intégration commerciale, la convergence budgétaire et surtout à respecter le critère de convergence relatif au solde budgétaire global afin d'améliorer la synchronisation de leurs cycles économiques.

Le reste de l'article se présente comme suit : la section 2 est consacrée à une revue de littérature sur les déterminants de la synchronisation des cycles économiques. Les sections 3 et 4 présentent respectivement quelques faits stylisés utiles à l'étude et la méthodologie utilisée. La section 5 présente les résultats de l'analyse empirique alors que la section 6 conclut et fait des recommandations de politiques économiques.

I. LITTÉRATURE SUR LES DÉTERMINANTS DE LA SYNCHRONISATION DES CYCLES ÉCONOMIQUES

Plusieurs études se sont focalisées sur l'intégration commerciale, l'intégration financière et les chocs communs comme principaux déterminants de la synchronisation des cycles économiques. D'autres facteurs, moins développés dans la littérature, tels que la similarité des politiques

économiques et la convergence des structures productives peuvent également accroître la synchronisation des cycles économiques. Dans cette section, il s'agira de fournir des preuves théoriques ou empiriques sur les déterminants susmentionnés.

1.1 Intégration commerciale

Sur le plan théorique, l'effet de l'intégration commerciale sur la synchronisation des cycles est ambigu. D'une part, certains auteurs (Baxter et Kouparitsas, 2005 ; Frankel et Rose, 1998 ; Tapsoba, 2009 ; Zouri, 2020) avancent qu'une plus forte intégration commerciale renforce la synchronisation des cycles économiques. Selon cette approche, la dépendance commerciale entre pays ferait en sorte que lorsqu'un des pays traverse une crise économique, toutes choses étant égales par ailleurs, les effets de cette crise se propageraient aux autres pays à travers le canal des échanges commerciaux. A titre illustratif, si un pays en crise diminue sa demande vis-à-vis de ses partenaires, ces derniers pourraient être amenés à réduire leurs productions et donc leurs exportations. Ainsi, le choc qui, au départ est asymétrique (ne concerne qu'un seul pays), se transmet aux autres pays par le biais du canal des échanges pour devenir symétrique.

En revanche, d'autres auteurs, à l'instar de Krugman (1993), Kose et Yi (2001), indiquent qu'un résultat inverse pourrait s'observer si l'intégration commerciale s'accompagne d'une spécialisation plus poussée des pays dans les secteurs où ils disposent d'avantages comparatifs. Dans ce cas, les structures des échanges des pays seraient différentes et chaque pays serait plus susceptible d'être l'objet de chocs sectoriels asymétriques.

1.2 Intégration financière

A l'image de l'intégration commerciale, l'effet de l'intégration financière sur la synchronisation des cycles est ambigu. Une partie de la littérature (Imbs, 2006 ; Kose et *al.*, 2003 ; Nguyen et *al.*, 2020) montre que l'intégration financière, à travers notamment l'augmentation des placements financiers à l'étranger, conduit à une plus grande sensibilité de la consommation des ménages et de l'investissement des entreprises aux chocs financiers externes, renforçant ainsi la synchronisation des cycles économiques. En effet, si les agents économiques d'une région donnée détiennent une part importante de leurs investissements dans un marché boursier, alors une crise sur ce marché pourrait entraîner une baisse simultanée de la demande de biens de consommation et d'investissement dans les différents pays de cette région, favorisant ainsi une meilleure synchronisation des cycles économiques.

Kalemli-Ozcan et *al.* (2001) montrent, cependant, que l'intégration financière permet un meilleur partage du risque et conduit les économies à se spécialiser dans les secteurs où elles disposent d'avantages comparatifs, ce qui réduit les corrélations entre les cycles. Par conséquent, les structures productives divergeront et les pays ne réagiront pas de la même façon à un choc sectoriel spécifique, ce qui réduira la synchronisation des cycles économiques. A titre d'exemple, si les entreprises d'une région donnée subissent un choc négatif sur leur productivité ou la valeur de leurs garanties, les banques multi-marchés réduiront les prêts dans cette région et les augmenteront dans les régions non touchées, ce qui entraînera une nouvelle divergence de croissance et réduira la synchronisation des cycles économiques (Bachus et *al.*, 1992 ; Heatcote et Perri, 2004 ; Obstfeld, 1994). En outre, avec l'intégration financière, il est plus facile pour les pays d'une région de diversifier leurs portefeuilles de revenu. Par conséquent, les pays peuvent être amenés à ne plus faire d'effort pour diversifier leur production et, par ricochet, être enclins à se spécialiser dans les secteurs où ils détiennent un avantage comparatif. Ainsi, l'avènement des chocs sur les économies vient donc réduire la synchronisation des cycles économiques et, par conséquent, porter atteinte à la viabilité de la zone ou de l'union.

1.3 Chocs communs

De nombreux travaux (Chebbi et Knani, 2013 ; Duarte et Holden, 2003 ; Roos et Russell, 1996) ont montré qu'à travers la globalisation, la transmission des fluctuations économiques par les chocs communs est un canal important. Plusieurs indicateurs peuvent traduire ce facteur. L'identification est spécifiée soit par les caractéristiques de l'économie, soit par l'interdépendance entre les économies. Pour Chebbi et Knani (2013), l'importance des facteurs communs dans l'interdépendance des économies est justifiée comme suit : si le prix du pétrole est considéré comme facteur commun, un choc pétrolier peut agir directement sur les fluctuations des économies européennes (ou autres économies) qui peuvent être transmises à un pays ou à une région, en raison non seulement de l'implication de ce pays (ou région) dans ce marché pétrolier mais aussi de leur interdépendance commerciale.

En sus de ce facteur commun (choc pétrolier), la littérature (Chebbi et Knani, 2013) souligne que les économies caractérisées par des marchés de capitaux ouverts dépendent des changements du taux d'intérêt mondial. Par ailleurs, Roos et Russel (1996) montrent que le changement des politiques monétaires des grandes économies peut influencer sur l'économie domestique des économies de petite taille.

1.4 Similarité des politiques économiques

Les politiques économiques ont un impact sur le cycle économique, non seulement en influençant directement l'offre et la demande globales, mais aussi en guidant les anticipations des agents. En passant en revue les données concernant les liens entre fluctuations macroéconomiques et politiques économiques dans un contexte international, il est possible de penser que, même en dehors d'une union monétaire, des politiques économiques communes peuvent renforcer la convergence des cycles économiques entre les pays (Elgahry, 2014). Dans ce sens, Artis et Zhang (1997) ont constaté qu'une politique monétaire commune et coordonnée conduit à des taux de croissance du PIB similaires entre pays. Pour leur part, Darvas et *al.* (2005) et Kebalo (2019) montrent que les divergences de politiques budgétaires contribuent à détériorer le niveau de cohérence des cycles économiques au sein d'une région. Par ailleurs, Mihov (2006) conclue que les restrictions budgétaires réduisent la volatilité de la politique budgétaire et, par conséquent, les fluctuations de l'activité économique. Dans la même lignée, Agnello et *al.* (2013) et Kebalo et Zouri (2022) montrent respectivement que les programmes de consolidation budgétaire synchronisée et ceux de coordination des politiques budgétaires dans différents pays rendent leurs cycles économiques plus étroitement liés.

1.5 Convergence des structures productives

Selon la littérature économique (Elachhab, 2010 ; Imbs, 2004), les pays dont les structures productives sont proches tendent à subir et transmettre des chocs communs de manière similaire et véhiculent, par conséquent, des cycles économiques de plus en plus en phase. Pour Kenen (1969), la similarité des spécialisations productives assure une meilleure diffusion des chocs, quelles qu'en soient les caractéristiques. A cet effet, une des conséquences de l'hétérogénéité de la spécialisation sectorielle est l'apparition d'une dynamique moins synchrone des cycles au sein de l'Union Européenne (Guerini et *al.*, 2018). Par ailleurs, Imbs (2004) a montré que des pays avec des structures industrielles similaires ont des cycles plus synchronisés.

En conclusion, il existe plusieurs facteurs potentiels de la synchronisation des cycles économiques. A l'échelle de l'UEMOA, le présent article se focalisera particulièrement sur deux d'entre-eux, à savoir l'intégration commerciale et la convergence budgétaire, notamment en raison

de (i) l'indisponibilité des données bilatérales sur l'intégration financière, (ii) la prise en compte des facteurs communs, à travers l'utilisation d'un modèle à effets fixes, ainsi que des structures productives, via l'introduction d'une variable afférente à la diversification, dans les spécificités du modèle d'estimation, et (iii) la conduite d'une politique monétaire unique au sein de l'Union. Sur ce dernier point, il faut rappeler qu'en union monétaire, les chocs monétaires étant symétriques (les pays membres font face au même taux directeur), il conviendrait de se concentrer sur les asymétries résultant des autres types de chocs (Boone, 1997) et, partant, des autres déterminants (en dehors de la convergence monétaire) de la synchronisation des cycles économiques.

Par ailleurs, les deux facteurs susmentionnés, retenus dans le cadre de cet article, méritent l'attention particulière des Autorités de l'UEMOA, au regard notamment de (i) la faiblesse du commerce intra-UEMOA, qui limiterait les gains liés au partage d'une monnaie unique (McKinnon, 1963), et (ii) d'une révision éventuelle du critère relatif au déficit budgétaire, dans le cadre de l'élaboration du nouveau Pacte de convergence de l'Union, le précédent Pacte étant arrivé à échéance le 31 décembre 2019.

II. FAITS STYLISES

Dans cette section, nous présentons les faits stylisés permettant de dégager des enseignements utiles pour la suite de l'analyse.

2.1 Analyse de la convergence réelle des économies de l'UEMOA

Dans cette partie, nous analysons le degré de synchronisation des cycles économiques dans la région. Pour ce faire, nous utilisons la mesure quasi-instantanée de corrélation proposée par Abiad et al. (2013). Cette mesure est calculée comme suit :

$$Q_{corr_{ij,t}} = \frac{(G_{i,t} - \bar{G}_i)(G_{j,t} - \bar{G}_j)}{\sigma_i \sigma_j}, \quad (1)$$

où Q_{corr} représente la quasi-corrélation entre les taux de croissance du PIB réel par habitant (G) des pays i et j à la date t . \bar{G}_i et σ_i représentent respectivement la moyenne et l'écart type du taux de croissance du PIB réel par habitant du pays i , sur la période d'analyse.

Selon la littérature (Elgahry, 2016), cette mesure présente plusieurs avantages. Premièrement, elle examine la corrélation annuelle du taux de croissance du PIB réel, permettant ainsi de calculer les co-mouvements desdits taux en tout point dans le temps. Deuxièmement, la mesure n'est pas nécessairement limitée entre (-1) et (1) . A cet égard, Otto et al. (2001) soulignent que si la mesure de la corrélation cyclique est comprise entre -1 et 1 , les termes d'erreurs dans la régression sont peu probables d'être normalement distribués. Troisièmement, Q_{corr} fournit des corrélations basées sur des taux de croissance des PIB réels par habitant en lieu et place des taux tendanciels, car ces derniers dépendent essentiellement du choix des méthodes de filtrage.

Dans cette étude, nous déterminons dans un premier temps, la corrélation des cycles économiques de chaque économie de l'Union par rapport aux autres Etats membres, sur la période 1990-2018. L'UEMOA comptant huit (8) pays, il est obtenu pour chaque Etat, 7 corrélations croisées dont la moyenne nous permet d'obtenir le degré de corrélation moyen de chaque pays de la région. A l'échelle de l'Union, la moyenne des 56 corrélations croisées⁵ donne une mesure synthétique du degré de corrélation moyen dans l'Union.

⁵ $8*7=56$.

Plus la corrélation est élevée, plus les économies sont dites synchronisées ou sujettes à des chocs symétriques. Pour apprécier le degré de synchronisation des cycles économiques, nous nous appuyons sur les travaux de Abiad et *al.* (2013) et Elgahry (2016) pour envisager une classification. En effet, lorsque la corrélation des cycles économiques est :

- i. inférieure à 0,3, alors la synchronisation est très faible ;
- ii. comprise entre 0,3 et 0,4, alors la synchronisation est faible ;
- iii. comprise entre 0,5 et 0,6, alors la synchronisation est moyenne ;
- iv. située au-delà de 0,6, alors la synchronisation est élevée.

Le tableau 1 montre qu'exceptés la Guinée-Bissau (valeur négative) et le Niger (valeur nulle), les pays de l'UEMOA présentent des corrélations moyennes positives. Cependant, ces corrélations laissent entrevoir un certain degré d'asymétrie. En effet, tandis qu'en Côte d'Ivoire et au Togo, la synchronisation des cycles est faible, celle des autres apparaît très faible. A l'échelle de l'Union, les résultats indiquent un très faible degré de synchronisation des cycles économiques. Ces résultats sont conformes à la littérature. En effet, Bamba (2004), Sarr et Wade (2015) indiquent que le faible degré de convergence des cycles économiques s'explique par les différences structurelles entre les économies de l'Union.

Tableau 1 : Synchronisation moyenne des cycles économiques dans la zone UEMOA

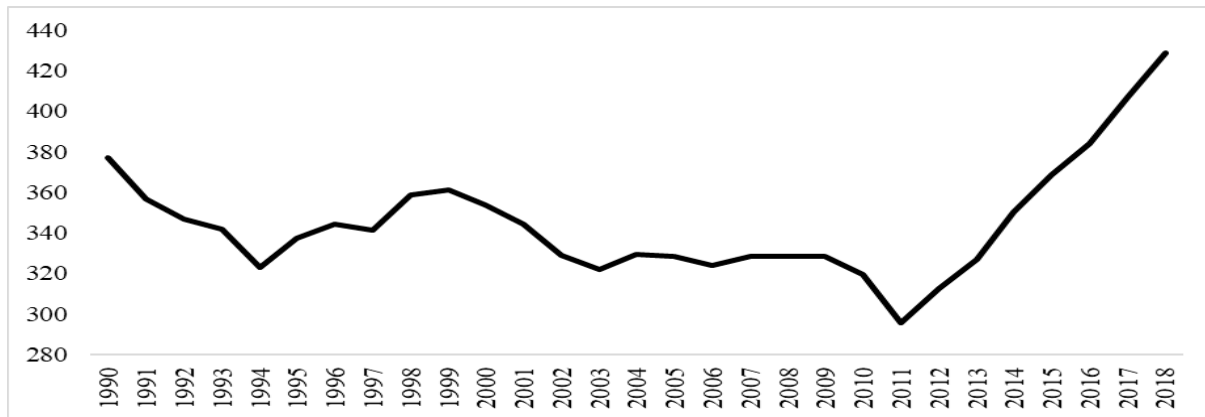
Pays	Valeurs
Côte d'Ivoire	0,34
Togo	0,33
Burkina Faso	0,20
Sénégal	0,14
Mali	0,13
Bénin	0,03
Niger	0,00
Guinée-Bissau	-0,13
Moyenne	0,13

Source : Calculs des auteurs à partir des données de la Banque Mondiale.

La figure 1 décrit l'évolution des écart-types des PIB réels par habitant des pays de l'UEMOA sur la période 1990-2018. Dans la littérature (Barro et Sala-i-Martin, 1991 ; Fuss, 1999 ; Diop, 2002), plusieurs indicateurs permettent d'indiquer si les PIB réels par habitant d'un ensemble de pays ont tendance à se rapprocher ou à s'écartier au cours de la période d'analyse. Ainsi, il y aura convergence des Etats membres de l'UEMOA lorsque la dispersion, mesurée à travers l'écart-type, diminue dans le temps (Diop, 2002).

L'analyse de la figure 1 montre une phase d'amélioration de la convergence réelle (baisse de l'écart-type) des économies qui s'étend de 1990 à 2010 et une phase de baisse de la convergence réelle (hausse de l'écart-type) de 2011 à 2018.

Figure 1 : Evolution de l'écart-type des PIB réels par habitant de l'UEMOA



Source : Calcul des auteurs à partir des données de la Banque Mondiale.

Note : La dispersion est déterminée à partir de l'écart-type des huit (8) PIB réels par habitant à chaque date.

La phase d'amélioration de la convergence réelle des économies pourrait s'expliquer par la période post-dévaluation du franc CFA en 1994 qui marque un primat de convergence économique comme fondement de la gestion monétaire conduisant à la création de l'UEMOA et la mise en place du Pacte de Convergence, de Stabilité, de Croissance et de Solidarité (PCSCS) en 1999 dans l'UEMOA (visant entre autres un meilleur suivi des finances publiques et des évolutions de l'économie réelle). En outre, la diversification des partenaires commerciaux qui a pour objectif de lisser les chocs provenant desdits partenaires commerciaux aurait contribué à améliorer la synchronisation des cycles économiques. En effet, Kenen (1969) montre que la diversification des structures productives permet de lisser les chocs spécifiques à chaque pays et, par conséquent, augmente la synchronisation des cycles économiques.

La faible convergence réelle remarquée dans l'Union de 2011 à 2018 pourrait s'expliquer par les crises politico-militaires intervenues dans la région, notamment la crise ivoirienne de 2010-2011, le coup d'état militaire intervenu au Mali en 2012 et l'insurrection populaire burkinabè en 2014, qui ont constitué des chocs spécifiques aux pays concernés. Ces chocs, comme le souligne Zouri (2019), ont contribué à réduire la synchronisation des chocs macroéconomiques et donc des cycles économiques.

De façon générale, l'écart-type des PIB réels par habitant dans l'UEMOA est passé de 377 en 1990 à 429 en 2018, traduisant une diminution de la convergence réelle. Cette baisse tendancielle est problématique, car lorsque les pays ne sont pas sur la même phase du cycle (certains en expansion et d'autres en récession), la politique monétaire pourrait être favorable aux uns au détriment des autres. Ainsi, l'identification des facteurs permettant le rapprochement des cycles économiques est cruciale et permettra aux décideurs de mieux mener leurs politiques économiques.

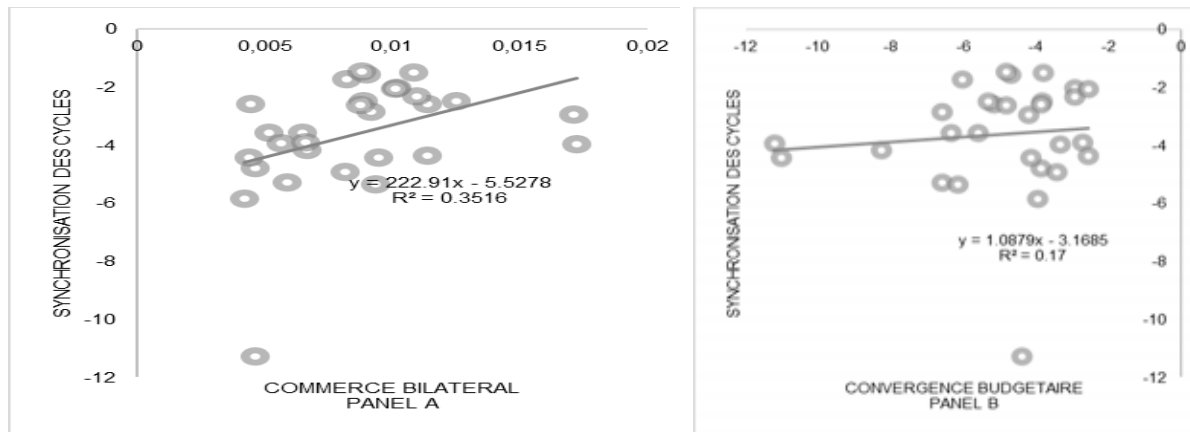
2.2 Liens entre intégration économique et synchronisation des cycles économiques

A travers une droite permettant d'expliquer la synchronisation des cycles économiques par l'intégration économique, *via* l'intégration commerciale⁶ (panel A) et la convergence budgétaire

⁶ Le niveau du commerce intrarégional dans l'UEMOA calculé est obtenu en suivant Frankel et Rose (1998), à savoir (i) calcul des échanges (importations + exportations) de chaque pays *i* de l'UEMOA vers les autres pays de l'UEMOA, (ii) détermination de la part des échanges intrarégionaux des pays de l'UEMOA par l'opération suivante : $\frac{\text{Echanges du Pays } i \text{ vers l'UEMOA}}{\text{Echanges du Pays } i \text{ vers le Monde}} \times 100$ et (iii) calcul de la moyenne des parts des échanges intrarégionaux dans l'UEMOA des huit pays.

(panel B), la figure 2 indique qu'un accroissement des échanges bilatéraux et une amélioration de la convergence budgétaire sont corrélés positivement avec la synchronisation des cycles économique et, donc, pourraient contribuer au rapprochement des cycles économiques dans l'Union.

Figure 2 : Liens entre commerce bilatéral, convergence budgétaire et synchronisation des cycles économiques dans l'UEMOA (1990-2018)



Source : Calculs des auteurs à partir des données de la Banque Mondiale, du Fonds Monétaire International (FMI) et du Groupe de la Banque Africaine de Développement.

Note : La synchronisation des cycles économiques entre deux économies est mesurée sur la base du différentiel absolu du taux de croissance du PIB réel par habitant entre ces deux économies. L'intégration commerciale entre deux économies a été approximée par le ratio commerce bilatéral entre ces deux économies sur la somme de leurs commerces totaux (Tapsoba, 2009). Quant à la convergence budgétaire entre deux économies, elle est estimée sur la base du différentiel absolu des dépenses publiques entre lesdites économies et rapporté à leurs PIB. L'agrégat de l'UEMOA représente la moyenne des couples de pays de l'Union à l'instant t .

En effet, la dépendance commerciale entre deux pays de l'UEMOA ferait en sorte que lorsqu'un des pays traverse une crise économique, cela se ressentirait sur l'autre pays à travers le canal des échanges commerciaux. De plus, la convergence budgétaire contribuerait à une amélioration de la synchronisation des cycles économiques via une réduction des chocs asymétriques. Pour Darvas et *al.* (2005), lesdits chocs seraient le résultat des divergences budgétaires ou du manque de convergence budgétaire, qui seraient en retour dus à des politiques budgétaires inappropriées, c'est-à-dire des déficits budgétaires élevés et persistants.

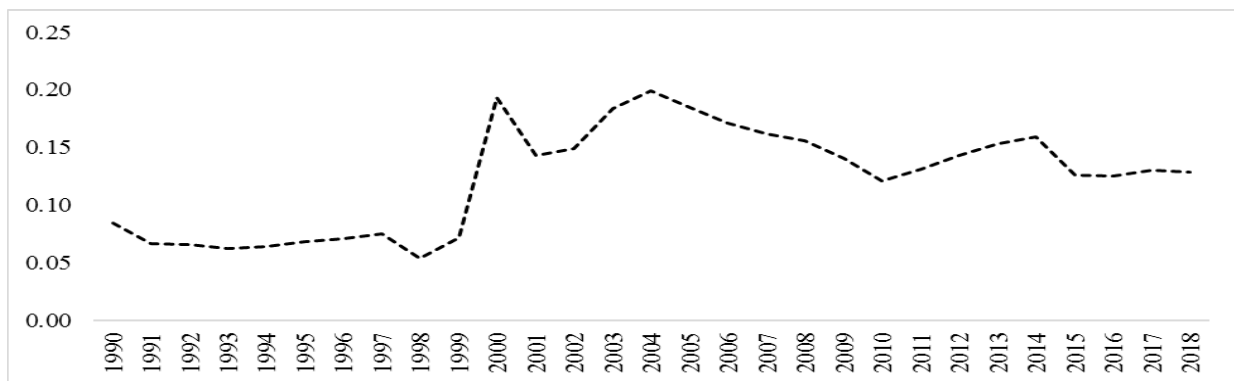
2.3 Analyse des échanges intracommunautaires et de la discipline budgétaire

La figure 3 montre l'évolution du niveau du commerce intrarégional dans l'UEMOA. Deux phases se distinguent. Nous avons une première phase qui va de 1990 à 1999, caractérisée par un niveau d'échange intra-UEMOA stable et faible autour de 7%. Ensuite, nous avons une seconde phase s'étendant de 2000 à 2018, marquée par une nette amélioration du niveau du commerce intrarégional, plus forte durant les années 2000 (19% en début 2000 à 20% en 2004, 18% en 2008) avant de se stabiliser autour de 13% par la suite. Cette hausse pourrait s'expliquer par l'entrée en vigueur du tarif extérieur commun (TEC) de l'UEMOA en 2000 qui a contribué à réduire

les importations en provenance des pays hors UEMOA. En dépit de cette hausse, le commerce intra-UEMOA reste faible (13% en 2018), comparativement à la zone euro (47% en 2018)⁷.

Le faible niveau des échanges intracommunautaires s'expliquerait en partie par la dépendance des pays de l'UEMOA aux matières premières exportées qui limiterait les possibilités d'échanges entre les pays de la région. En effet, les pays de la région sont riches en ressources naturelles mais ne disposent pas de technologies nécessaires pour la transformation des matières premières. Ainsi, la majeure partie des produits exportés (respectivement des produits importés) sont des produits primaires en direction des pays industrialisés (respectivement des produits finis en provenance des pays industrialisés).

Figure 3 : Evolution du commerce intrarégional au sein de l'UEMOA (%)



Source : Calculs des auteurs à partir des données du FMI sur les échanges mondiaux.

Cette faiblesse des échanges intracommunautaires limiterait certainement les gains potentiels d'une union monétaire. En effet, comme le souligne McKinnon (1963), en termes d'avantages économiques, plus les pays échangent entre eux plus ils réalisent des économies de coûts de transaction en partageant une monnaie unique. De plus, Zouri (2020) montre que l'intensification des échanges commerciaux s'accompagne d'un rapprochement des cycles économiques dans l'UEMOA.

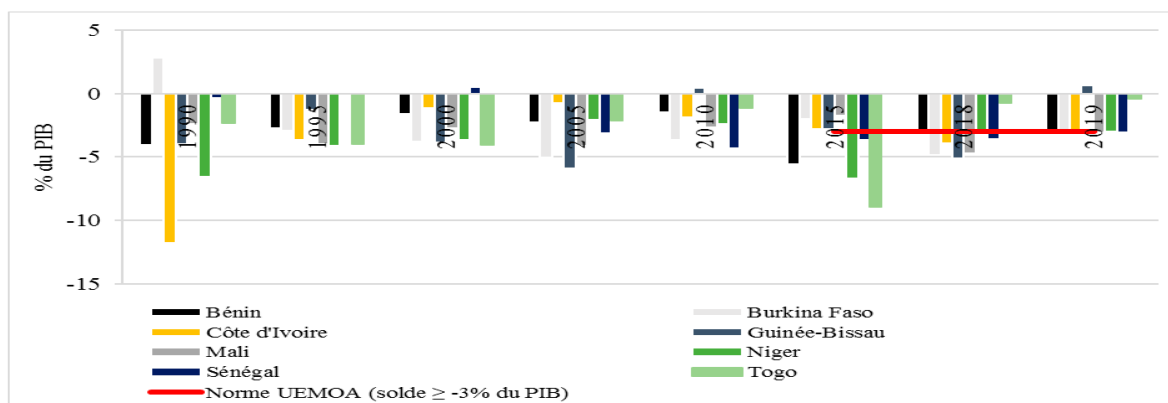
La figure 4 retrace l'évolution du solde budgétaire global (dons compris) des pays de l'UEMOA. Pour rappel, les institutions de l'UEMOA à travers des mécanismes définis cherchent à faire converger les huit (8) pays membres. Pour ce faire, en janvier 2015, l'acte additionnel N° 1/2015/CEG/UEMOA instituant le nouveau Pacte de convergence⁸ entre les Etats membres de l'UEMOA a été adopté en remplacement du Pacte adopté en 1999⁹. Parmi les critères de convergence, le critère clé est le ratio solde budgétaire global (dons compris) sur PIB \geq -3% (Diarra, 2016). Cela n'est pas étonnant. En effet, comme le soulignent Amadou et Kebalo (2019) ainsi que Buti et Guidice (2002), l'instauration d'un critère de convergence budgétaire relatif au solde budgétaire permet aux pays d'être plus disciplinés, de soutenir leur croissance économique, de converger ensemble et de réduire l'effet des chocs asymétriques (donc utile pour améliorer le niveau de synchronisation des cycles).

⁷ Les données proviennent de la Direction of Trade Statistics (DOTS) du FMI.

⁸ Le nouveau Pacte de convergence contient cinq critères dont trois de premier rang et deux de second rang.

⁹ L'horizon de convergence du premier Pacte de convergence était de 2014. Le Pacte de convergence de 1999 comptait quatre critères de premier rang et quatre critères de second rang.

Figure 4 : Solde budgétaire global (dons compris) des pays de l'UEMOA (% du PIB)



Source : Données de la Commission de l'UEMOA et la Banque Africaine de Développement.

Note : La norme budgétaire limitant le déficit public à 3% du PIB est entrée en vigueur en 2015.

Malheureusement, la figure 4 montre que les pays de l'UEMOA respecteraient difficilement le critère de convergence budgétaire clé. Cela est problématique car la convergence budgétaire conduirait à un rapprochement des cycles économiques (Darvas et al., 2005). Par ailleurs, dans l'évolution du solde budgétaire des pays de l'UEMOA, deux phases sont mises en relief. La première phase va de 1990 à 2010 tandis que la seconde s'étend de 2015 à 2019. Au cours de la première phase, en moyenne, les pays de l'UEMOA ont présenté un déficit budgétaire autour de 4% du PIB. La majorité des pays de l'UEMOA auraient fait des efforts de discipline budgétaire (avec des déficits n'excédant pas 4% du PIB) d'une part, à cause de l'entrée en vigueur en 2000 du critère de convergence budgétaire sur le solde budgétaire de base¹⁰ qui devait être positif ou nul et que devaient respecter les pays et, d'autre part, parce que les pays ont procédé à des réformes budgétaires (programme d'assainissement budgétaire) pour être éligibles aux programmes d'allègement de la dette (Initiatives Pays Pauvres Très Endettés) entre 2006 et 2012 (voir figure 5, annexe-A1).

Au cours de la seconde phase, avec l'entrée en vigueur du nouveau critère de convergence budgétaire clé (existant dans le Pacte de convergence de 2015), les pays au fil des années font preuve d'une meilleure discipline budgétaire. Toutefois, cela a mal débuté. En effet, après les programmes d'allègement de dette dont ont bénéficié certains pays de l'UEMOA en 2006 (Bénin, Burkina Faso, Mali, Niger, Sénégal) et d'autres entre 2010 et 2012 (Côte d'Ivoire, Guinée-Bissau et Togo), des programmes de relance économique (hausse des dépenses publiques) couplés à la faible mobilisation des ressources au sein de la région ont détérioré les soldes budgétaires des pays comme le montre la figure 4 en 2015. Cependant, l'entrée en vigueur du Pacte de convergence en 2015 dont l'horizon de convergence est 2019 (Pacte devant préparer les pays vers l'adoption de la monnaie unique de la CEDEAO), a amené les pays de l'UEMOA à effectuer des réformes budgétaires pour assainir leurs comptes publics.

Toutefois, la figure 4 montre qu'en 2018, malgré les efforts d'assainissement budgétaire entrepris (coupe dans les dépenses courantes, meilleure mobilisation des recettes), les pays de l'UEMOA (hormis le Togo) ne sont pas parvenus à respecter la norme budgétaire des 3% du PIB. Par contre, en 2019 (horizon de convergence du Pacte), avec la poursuite des efforts d'assainissement budgétaire, les pays ont amélioré leur position budgétaire et tendent à respecter les 3% du PIB.

¹⁰ Critère existant dans le Pacte de convergence de 1999 et modifié dans le Pacte de convergence de 2015.

Ainsi, à titre illustratif, en 2019, en majorité les pays de l'Union convergeaient sur le plan budgétaire.

En somme, le faible niveau d'intégration commerciale et le manque de discipline budgétaire pourraient expliquer le faible niveau de la synchronisation des cycles économiques dans l'UEMOA. Cette conclusion rejoint les travaux de Diop (2002) qui indiquent que la faible convergence réelle des économies de l'Union se justifie par des problèmes liés, entre autres, au développement des échanges commerciaux et à la diversification des économies. Par conséquent, dans le cadre de cette étude, il serait opportun d'identifier les facteurs qui pourraient influencer la synchronisation des cycles économiques dans l'UEMOA.

III. CADRE METHODOLOGIQUE ET DONNEES

3.1 Méthodologie

Le concept de convergence réelle désigne l'harmonisation des structures de production, des cycles économiques et des grandeurs réelles comme la productivité et le taux de change réel. Il est utilisé pour déterminer dans quelle mesure le PIB réel par habitant dans différents pays converge progressivement vers le même chemin de croissance (Diop, 2002). De ce fait, ledit PIB est exploité pour construire un indicateur de synchronisation des cycles économiques.

A cet égard, au plan empirique, la synchronisation entre deux économies i et j se mesure sur la base du différentiel absolu du taux de croissance du PIB réel entre ces deux économies (Cesa-Bianchi et al., 2019 ; FMI, 2013 ; Giannone et al., 2010 ; Kalemli-Ozcan et al., 2013a, 2013b). En se basant sur cette méthodologie, nous définissons la synchronisation des cycles économiques comme suit :

$$S_{ij,t} = -|G_{i,t} - G_{j,t}|, \quad (2)$$

où $G_{i,t}$ et $G_{j,t}$ représentent les taux de croissance du PIB réel par habitant à l'instant t des pays i et j respectivement.

La définition est telle que $S_{ij,t}$ augmente en fonction du degré de synchronisation avec des valeurs négatives proches de zéro entre pays synchronisés. Cette mesure présente l'avantage d'être facilement observable à haute fréquence (annuelle, trimestrielle) et tient compte de la variabilité temporelle contrairement au coefficient de corrélation utilisé fréquemment dans la littérature (Caldéron et al., 2007 ; Inklaar et al., 2008 ; Frankel et Rose, 1998 ; Tapsoba, 2009). En outre, elle n'est pas sensible aux diverses méthodes de filtrage utilisées dans l'extraction des cycles économiques (Canova, 1998, 1999). En effet, l'un des problèmes de la méthode de filtrage est l'incertitude sur la valeur appropriée du paramètre de lissage pour les données annuelles. Hodrick et Prescott (1997) proposent initialement 100, alors que Ravn et Uhlig (2002) recommandent 6,25.

Le premier déterminant de la synchronisation des cycles économiques considéré dans cette analyse est le commerce bilatéral. En référence à la littérature économique, nous pensons que le renforcement de l'intégration commerciale conduit à une amélioration de la synchronisation des cycles économiques (Frankel et Rose, 1998). En effet, la dépendance commerciale entre deux (2) pays de l'UEMOA ferait en sorte que lorsqu'un des pays traverse une crise économique, cela se ressentirait sur l'autre pays à travers le canal des échanges commerciaux. Effectivement, si le pays en crise diminue sa demande vis-à-vis de son partenaire, ce dernier réduirait sa production et donc ses exportations. Ainsi, le choc qui, au départ est asymétrique (ne concerne qu'un seul

pays), se transmettra à l'autre pays par le biais du canal des échanges pour devenir symétrique (concerne les deux pays).

L'intégration commerciale est mesurée de deux manières :

- soit par le ratio du commerce bilatéral entre deux économies i et j sur la somme de leurs commerces totaux (Frankel et Rose, 1998),

$$IC1_{ij,t} = \frac{M_{ij,t} + X_{ij,t}}{(M_{i,t} + X_{i,t}) + (M_{j,t} + X_{j,t})}, \quad (3)$$

où $M_{ij,t}$ représente les importations du pays i en provenance du pays j et $X_{ij,t}$ les exportations du pays i vers le pays j . $X_{i,t}$ et $M_{j,t}$ indiquent respectivement les exportations totales du pays i vers le reste du monde et les importations totales du pays j en provenance du reste du monde ;

- soit par le ratio du commerce bilatéral entre deux économies i et j sur la somme de leurs PIB (Baxter et Kouparitsas, 2005, Frankel et Rose, 1998),

$$IC2_{ij,t} = \frac{M_{ij,t} + X_{ij,t}}{PIB_{i,t} + PIB_{j,t}}, \quad (4)$$

où $PIB_{i,t}$ et $PIB_{j,t}$ représentent le PIB à l'instant t du pays i et du pays j respectivement.

$IC2$ fait l'objet de plusieurs critiques notamment celle liée à la taille du pays. En effet, la littérature montre qu'un pays peu peuplé, réalise une plus grande part de ses échanges commerciaux dans le PIB (Samimi et al., 2011 ; Riezman et al., 2013) et par conséquent, les ratios commerce sur PIB sont inversement proportionnels à sa taille. C'est pourquoi nous retenons $IC1$ dans nos principales estimations. Toutefois, à titre de robustesse, $IC2$ est pris en compte.

Le second déterminant considéré est la convergence budgétaire (ou intégration budgétaire). Dans notre entendement, la coordination des politiques économiques, à travers les politiques budgétaires, contribue au rapprochement des structures économiques et donc des cycles économiques.

A l'instar de l'intégration commerciale, elle est mesurée de deux manières :

- soit sur la base du différentiel¹¹ absolu des dépenses publiques entre deux économies i et j (Mpatswe et al., 2011),

$$CF1_{ij,t} = -|Dep_{i,t} - Dep_{j,t}|, \quad (5)$$

où $Dep_{i,t}$ et $Dep_{j,t}$ représentent les dépenses publiques nettes à l'instant t des pays i et j respectivement ;

- soit sur la base du différentiel absolu du solde budgétaire des administrations publiques entre deux économies i et j (Darvas et al., 2005),

$$CF2_{ij,t} = -|Sb_{i,t} - Sb_{j,t}|, \quad (6)$$

¹¹ Voir aussi Kebalo et Zouri, (2022) et Dout et Kebalo (2021).

où $Sb_{i,t}$ et $Sb_{j,t}$ représentent les soldes budgétaires des administrations publiques rapportés au PIB à l'instant t des pays i et j respectivement.

$CF2$ fait également l'objet de critiques. Par exemple, Reinhart et *al.* (2004) indiquent que les soldes budgétaires généralement rapportés au PIB reflètent les résultats de la politique économique. Cependant, ils ne sont affectés uniquement de manière endogène que par les actions des décideurs politiques. Pour cette raison, la direction des co-mouvements entre ces indicateurs budgétaires et les cycles économiques est ambiguë. En outre, exprimer les variables budgétaires en pourcentage de la production peut donner des résultats trompeurs du fait que la position cyclique budgétaire peut être dominée par le comportement cyclique de la production. C'est pourquoi nous retenons $CF1$ dans nos principales estimations. Toutefois, à titre de robustesse, $CF2$ est pris en compte.

Afin d'analyser l'effet des échanges bilatéraux et de la convergence budgétaire sur la synchronisation des cycles économiques, l'équation suivante sera estimée :

$$S_{ij,t} = \alpha_{ij} + \gamma_t + \beta_1 \times IC1_{ij,t} + \beta_2 \times CF1_{ij,t} + \eta_{ij,t}, \quad (7)$$

avec γ_t , l'effet fixe temporel qui capte les chocs globaux communs aux pays de la région. Comparativement à la littérature (Baxter et Kouparitsas, 2005 ; Frankel et Rose, 1998 ; Tapsoba, 2009), nous introduisons α_{ij} afin de prendre en compte les caractéristiques spécifiques à chaque couple i, j . $\eta_{ij,t}$ représente les termes d'erreurs.

3.2 Stratégie d'estimation

L'estimateur *within* est utilisé pour estimer l'équation (7). En effet, au regard de l'hétérogénéité des économies de l'UEMOA¹², il conviendrait de tenir compte des caractéristiques spécifiques à chaque couple i, j . De ce fait, l'estimateur *within* (qui tient compte de l'hétérogénéité de l'échantillon) est privilégié à l'instar de certaines études empiriques (Cesa-Bianchi et *al.*, 2019 ; Egger et *al.*, 2019).

L'estimation en une seule étape de l'équation (7) par l'estimateur '*within*' pose problème à cause de l'endogénéité possible des échanges bilatéraux due à la causalité inverse. En effet, deux pays dont les cycles économiques sont fortement intégrés ont tendance à commercer davantage durant les périodes de conjonctures favorables et inversement pendant les récessions (Caldéron et *al.*, 2007 ; Inklaar et *al.*, 2008 ; Tapsoba, 2009). Pour cette raison, la technique des variables instrumentales (IV) est utilisée. Nous instrumentalisons les échanges bilatéraux par les coûts du commerce bilatéral en suivant Egger et *al.* (2019).

Cette méthode présente l'avantage d'utiliser un instrument dont la série évoluerait dans le temps comparativement aux variables (distance, la langue commune, etc.) issues du modèle de gravité qui disparaîtraient avec l'estimateur '*within*'.

L'équation intermédiaire se présente ainsi comme suit :

$$IC1_{ij,t} = \mu_{ij} + s_t + \alpha_1 \times CF1_{ij,t} + \alpha_2 \times \lambda_{ij,t} + \varepsilon_{ij,t}, \quad (8)$$

où μ_{ij} et s_t représentent respectivement l'effet spécifique au couple i, j et l'effet fixe annuel ; $\varepsilon_{ij,t}$ est un terme d'erreur classique. $CF_{ij,t}$ représente la variable explicative exogène de l'équation (7).

¹² Diversité de la taille économique, de la langue et des matières premières exportés, etc.

$\lambda_{ij,t}$ représente les coûts du commerce bilatéral¹³ et se mesure comme suit :

$$\lambda_{ij,t} = \frac{M_{ij,t}}{M_{ii,t}} \frac{M_{ji,t}}{M_{jj,t}}, \quad (9)$$

avec $M_{ii,t}$ l'importation du pays i en provenance de lui-même.

L'importation d'un pays en provenance de lui-même est la différence entre la production totale du pays et l'exportation totale de ce pays vers le reste du monde (Bosker et Garretsen, 2007 ; Head et Mayer, 2004 ; Wei, 1996).

3.3 Données

Les données annuelles utilisées proviennent des indicateurs de développement dans le monde de la Banque Mondiale, pour le PIB (USD) courant, le PIB par habitant USD constant (2010) et la consommation totale par habitant (USD) constant (2010). Les données (USD) courant sur les exportations et importations bilatérales, les exportations totales (respectivement les importations totales) vers le reste du monde (respectivement en provenance du reste du monde) proviennent de la Direction of Trade Statistics (DOTS) du FMI. Enfin, les données sur les soldes budgétaires et des dépenses publiques proviennent de la base de données du Groupe de la Banque Africaine de Développement. En outre, les données de toutes les branches d'activité économique utiles au calcul de la production totale¹⁴ proviennent de la classification industrielle internationale (ISIC Rev. 3) de la Division de Statistique des Nations Unies (UNSD).

L'étude porte sur les huit (8) pays de l'UEMOA et couvre la période 1990-2018. En raison de l'indisponibilité de certaines données, les données en panel sont non-cylindrées. Pour cela, l'hétéroscédasticité est corrigée par la méthode de cluster. Cette dernière spécifie que les erreurs standards permettent la corrélation intragroupe, assouplissant l'exigence habituelle que les observations soient indépendantes ; c'est-à-dire que les observations sont indépendantes d'un groupe à l'autre (grappes) mais pas nécessairement à l'intérieur d'un groupe.

4 RESULTATS ET INTERPRETATIONS

4.1 Principaux résultats

Le tableau 2 présente les résultats de base de l'effet des échanges bilatéraux et de la convergence budgétaire sur la synchronisation des cycles économiques. A travers les colonnes 1 à 3, nous cherchons à montrer que quel que soit le déterminant considéré, les coefficients associés sont aussi positifs et significatifs (au seuil minimum de 5%) que lorsqu'ils sont combinés. Ainsi, mener des politiques, allant à la fois, dans le sens du renforcement de l'intégration commerciale (Frankel et Rose, 1998 ; Tapsoba, 2009) et de la convergence budgétaire (Agnello et *al.*, 2013 ; Darvas et *al.*, 2005) ne constitue pas un obstacle au rapprochement des cycles économiques.

¹³ Head et Mayer (2004) indiquent que le coût, tel que défini, traduirait la différence entre les prix national et étranger d'un produit donné.

¹⁴ A l'instar de Wei (1996), nous utilisons des données de production agricoles, des mines et des industries manufacturières.

Tableau 2 : Résultats de base

SYNCHRONISATION DES CYCLES ECONOMIQUES ($S_{ij,t}$)			
Variables explicatives	(1)	(2)	(3)
$IC1_{ij,t}$	17,46*** (5,22)		20,66*** (7,48)
$CF1_{ij,t}$		0,14*** (0,03)	0,12** (0,05)
Observations	670	770	670
Nombre de paires	28	28	28
R ² (within)	0,205	0,252	0,221
Effet fixe spécifique	Oui	Oui	Oui
Effet fixe temporel	Oui	Oui	Oui

Source : Estimation des auteurs.

Note : Les résultats de la première étape d'estimation par la méthode IV sont présentés en annexe-A.2. (.) écart type robustes ; *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

Nous interpréterons uniquement les résultats de la dernière colonne car elle tient compte de tous les déterminants. A cet égard, il ressort que, toutes choses égales par ailleurs, l'augmentation de l'intégration commerciale d'un point est accompagnée d'une augmentation de la synchronisation des cycles économiques de 20,66 points de pourcentage. De même, la hausse d'un (1) point de la convergence budgétaire est suivie d'une amélioration de la synchronisation des cycles économiques de 0,12 point de pourcentage.

Ces résultats ne sont pas surprenants. En effet, l'intensification des échanges commerciaux s'accompagne d'une amélioration de la synchronisation des cycles économiques dans l'UEMOA. A cet égard, pour Frankel et Rose (1998), dans une union monétaire, une spécialisation intra-branche tend à se développer avec l'expansion du commerce bilatéral. Par conséquent, les structures productives des pays se rapprochent et sont donc affectées de manière identique aux chocs sectoriels, ce qui accroît par la même occasion la synchronisation des cycles économiques. En outre, Agnello et al. (2013) montrent que l'adoption simultanée, par les pays, des programmes d'assainissement des finances publiques ou de convergence budgétaire conduit à un rapprochement des cycles économiques. Toutefois, des tests de robustesse sont menés afin de consolider les différents résultats obtenus.

4.2 Analyse de robustesse

Dans cette sous-section, nous effectuons une analyse de robustesse dans le but de renforcer nos résultats. Ainsi, dans un premier temps, nous effectuons une analyse de sensibilité des variables indépendantes. Nous remplaçons les variables indépendantes, par des mesures alternatives (Frankel et Rose, 1998 ; Darvas et al., 2005). Dans un second temps, nous effectuons une analyse de sensibilité de la variable dépendante. Nous remplaçons la mesure principale de la synchronisation des cycles économiques (écart des PIB réels par habitant) par une mesure traditionnelle : la corrélation des cycles économiques obtenues par la méthode de filtrage.

4.2.1 Sensibilité des variables indépendantes

Dans cette partie, nous testons la robustesse des résultats du tableau 2. Pour ce faire, nous remplaçons $IC1$ par $IC2$ et $CF1$ par $CF2$ afin de montrer que, quelle que soit la mesure utilisée, le

commerce bilatéral et la convergence budgétaire contribuent à accroître significativement la synchronisation des cycles économiques dans l'UEMOA.

Tableau 3 : Sensibilité des variables indépendantes

SYNCHRONISATION DES CYCLES ECONOMIQUES ($S_{ij,t}$)			
Variables explicatives	(1)	(2)	(3)
$IC2_{ij,t}$	53,69*** (4,76)		21,71*** (5,39)
$CF2_{ij,t}$		0,13*** (0,03)	0,11** (0,05)
Observations	670	784	670
Nombre de paires	28	28	28
R ² (within)	0,207	0,258	0,226
Effet fixe spécifique	Oui	Oui	Oui
Effet fixe temporel	Oui	Oui	Oui

Source : estimations des auteurs.

Note : Les résultats de la première étape d'estimation par la méthode IV sont présentés en annexe-A.2. (.) écart type robustes ; *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

Le tableau 3 indique que, quelle que soit la mesure alternative, le commerce bilatéral et la convergence budgétaire contribuent significativement au rapprochement des cycles économiques dans l'UEMOA. Plus précisément, l'amélioration de l'intégration commerciale (respectivement de la convergence budgétaire) d'un point est accompagnée de celle de la synchronisation des cycles économiques de 21,71 points de pourcentage (respectivement 0,11 point de pourcentage).

4.2.2 Sensibilité de la variable dépendante

Dans cette sous-section, nous utilisons une autre mesure (fréquemment utilisée) de synchronisation des cycles économiques afin de démontrer que les effets positifs et significatifs des échanges commerciaux et de la convergence budgétaire ne dépendent pas de la mesure de synchronisation des cycles économiques utilisée.

Une majeure partie de la littérature (Baxter et Kouparitsas, 2005 ; Caldéron et *al.*, 2007 ; Inklaar et *al.*, 2008 ; Tapsoba, 2009), pour mesurer le degré de synchronisation des cycles économiques entre les pays i et j à la date t , s'appuie sur les travaux de Frankel et Rose (1998) et calcule la corrélation entre les composantes cycliques de la production pour les pays i et j :

$$Cor(y_i^c, y_j^c) = \frac{cov(y_i^c, y_j^c)}{\sqrt{var(y_i^c) \times var(y_j^c)}}, \quad (10)$$

Où y^c est la composante cyclique de la production (y). La production y est ici le logarithme du PIB réel (constant 2010 US). La composante cyclique de la production est obtenue à l'aide de différentes techniques de suppression de la tendance¹⁵. Une fois la composante cyclique obtenue pour tous les pays, les corrélations bilatérales de l'activité réelle sont calculées. La durée du cycle économique est comprise entre 2 et 8 ans (Baxter et Kouparitsas, 2005). De ce fait, nous divisons

¹⁵ Voir le filtre de Baxter et King (1999) et celui de Hodrick et Prescott (1997).

l'échantillon en six (6) parties égales (à l'exception de la dernière) : 1990-1994, 1995-1999, 2000-2004, 2005-2009, 2010-2014 et 2015-2018¹⁶. En conséquence, nous calculons les moyennes (sur 5 ans) des variables explicatives de l'équation (7).

Tableau 4 : Sensibilité de la variable dépendante

SYNCHRONISATION DES CYCLES ECONOMIQUES $Cor(Y_i^c, Y_j^c)$			
Variables explicatives	(1)	(2)	(3)
$IC1_{ij,t}$	5,41** (2,31)		10,31*** (3,8)
$CF1_{ij,t}$		0,04*** (0,01)	0,04** (0,02)
Observations	152	168	152
Nombre de paires	28	28	28
R ² (within)	0,1375	0,1259	0,1745
Effet fixe spécifique	Oui	Oui	Oui
Effet fixe temporel	Oui	Oui	Oui

Source : Estimation des auteurs.

Note : Les résultats de la première étape d'estimation par la méthode IV sont présentés en annexe-A.2. Nous utilisons le filtre HP de paramètre 100 (Commission Européenne). (.) écart type robustes ; *** p<0,01 ; ** p< 0,05 ; * p<0,1.

Les résultats du tableau 4 montrent que l'intégration économique *via* l'intensification des échanges commerciaux et la convergence budgétaire contribuent significativement au rapprochement des cycles économiques. Ainsi, quelle que soit la mesure de synchronisation des cycles économiques, l'augmentation des échanges intracommunautaires et la coordination des politiques économiques, à travers les politiques budgétaires, influencent positivement la synchronisation des cycles économiques.

4.2.3 Rôle de la diversification des structures de production dans la synchronisation des cycles économiques

Selon Krugman (1993), l'intégration commerciale peut réduire la synchronisation des cycles économiques *via* une spécialisation interbranche des pays. En effet, lorsque les pays sont spécialisés dans l'exportation de produits différents, ils présenteront une vulnérabilité différente à des chocs sectoriels spécifiques en fonction de leur dépendance vis-à-vis d'un seul produit (Bénassy-Quéré et Coupet, 2005).

Dans ce sens, l'idée est de montrer que des pays ayant une structure de production plus diversifiée limitent l'impact, sur leurs économies, des chocs spécifiques à un type de produit renforçant ainsi la synchronisation des cycles économiques (Kenen, 1969).

Afin de vérifier cela, nous nous basons sur l'indice de Herfindahl-Hirschman (indice de concentration) pour créer une variable muette appelée $Diversification_{ij}$ qui prend la valeur 1 si les pays i et j ont en moyenne un indice de concentration < 0,5 sur la période d'étude et 0 sinon.

¹⁶ Nous nous appuyons sur la littérature (Baxter et Kouparitsas, 2005 ; Calderon et al., 2007 ; Inklaar et al., 2008) et choisissons arbitrairement 5 ans, à l'exception de la dernière période (4 ans).

Pour plus de détails, voir annexe-A.3. Pour éviter que cette variable muette ne disparaisse¹⁷ après utilisation de l'estimateur *within*, nous la croisons avec l'intégration commerciale.

Tableau 5 : Résultats de base intégrant la diversification

SYNCHRONISATION DES CYCLES ECONOMIQUES ($S_{ij,t}$)		
Variables explicatives	(1)	(2)
$IC1_{ij,t}$	15,41*** (3,2)	18,66*** (3,41)
$IC1_{ij,t} * Diversification_{ij}$	97,31*** (26,06)	96,89*** (27,46)
$CF1_{ij,t}$		0,12** (0,05)
Observations	670	670
Nombre de paires	28	28
R ² (within)	0,214	0,230
Effet fixe spécifique	Oui	Oui
Effet fixe temporel	Oui	Oui

Source : Estimations des auteurs.

Note : Les résultats de la première étape d'estimation par la méthode IV sont présentés en annexe-A.2. $Diversification_{ij}$ est une variable muette qui prend 1 si le couple i, j ont en moyenne un indice de concentration <0,5 et 0 sinon. (.) écart type robustes ; *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

Les résultats du tableau 5 indiquent que l'introduction du produit croisé entre le commerce bilatéral et la variable muette de diversification n'a pas changé la nature des relations entre le commerce bilatéral, la convergence budgétaire et la synchronisation des cycles économiques quels que soient les résultats présents dans les colonnes (1, 2). La colonne (2) indique que lorsque les pays présentent des structures diversifiées, une augmentation de l'intégration commerciale d'un (1) point s'accompagne d'un accroissement de la synchronisation des cycles économiques de 96,89 points de pourcentage, comparativement aux pays à structure non diversifiée.

4.2.4 Rôle de la discipline budgétaire dans la synchronisation des cycles économiques

Dans cette sous-section, nous cherchons à montrer que deux ou des pays qui respectent le critère de convergence budgétaire clé, défini dans le Pacte de Convergence de l'UEMOA, tendent à avoir des cycles économiques synchrones.

Pour rappel, l'UEMOA en mettant en place les bases de leur adhésion à la monnaie unique de la CEDEAO, le 21 décembre 2019, a effectué un réaménagement des accords de coopération monétaire existants entre ses Etats membres et la France¹⁸. Malgré les changements annoncés¹⁹, les Etats membres, conscients qu'une union monétaire ne peut être viable sans un minimum de convergence macroéconomique, se sont engagés dans un projet de réforme du dispositif de

¹⁷ En effet, la variable muette ne varie pas dans le temps. Elle sera supprimée par l'estimateur *within*.

¹⁸ Voir rapport annuel (2019) de la BCEAO.

¹⁹ (1) changement du nom de la monnaie franc CFA en ECO en attendant le lancement de la monnaie de la CEDEAO ; (2) arrêt de la centralisation des réserves de change au Trésor Français ; (3) fermeture du compte d'opérations et le transfert dans les comptes de la BCEAO des ressources disponibles dans le compte d'opérations et (4) retrait des représentants français des organes de décision et de gestion de l'Union.

surveillance multilatérale de l'UEMOA. C'est dans cette optique que s'inscrit notre réflexion dont le but est de fournir des preuves empiriques sur la pertinence du critère de convergence budgétaire clé limitant à -3 % du PIB, le solde budgétaire global incluant les dons.

En effet, en référence à Agnello et al. (2013, 2016), des pays qui synchronisent leurs programmes budgétaires par l'instauration de contraintes budgétaires (critère de convergence par exemple) ou qui synchronisent leurs programmes d'ajustement budgétaire tendent à avoir des cycles économiques qui se rapprochent. Dans l'UEMOA, l'instauration des critères de convergence budgétaire s'inscrit dans le cadre non seulement de la convergence mais aussi d'un programme de consolidation budgétaire au sein de l'Union. Ainsi, indépendamment de la convergence budgétaire, nous voulons souligner que le respect de ce critère de premier rang, renforce la synchronisation des cycles économiques. Pour cela, nous introduisons une variable muette nommée $SB_{ij,t}$ qui prend la valeur 1 si le couple de pays i, j à la date t respecte le ratio solde budgétaire sur PIB $\geq -3\%$ et 0 sinon.

Tableau 6 : Résultats de base intégrant la discipline budgétaire

SYNCHRONISATION DES CYCLES ECONOMIQUES ($S_{ij,t}$)			
Panel A : résultats de base (solde budgétaire)			
Variables explicatives	(1)	(2)	(3)
$IC1_{ij,t}$	19,80*** (5,06)		21,96*** (5,35)
$SB_{ij,t}$	0,85*** (0,29)	0,79*** (0,2)	0,61*** (0,19)
$CF1_{ij,t}$		0,12*** (0,03)	0,10** (0,05)
Observations	670	770	670
Nombre de paires	28	28	28
R ² (within)	0,214	0,258	0,225
Effet fixe spécifique	Oui	Oui	Oui
Effet fixe temporel	Oui	Oui	Oui

Source : estimations des auteurs.

Note : Les résultats de la première étape d'estimation par la méthode IV sont présentés en annexe-A.2. $SB_{ij,t}$ est une variable muette qui prend 1 si le couple i, j à la date t respectent un ratio solde budgétaire sur PIB $\geq -3\%$ et 0 sinon. (.) écart type robustes ; *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

Il ressort du tableau 6 que quelle que soit la colonne d'analyse, le respect du ratio solde budgétaire sur PIB contribue au rapprochement des cycles économiques dans l'UEMOA. Selon la colonne (3) le respect dudit ratio augmente la synchronisation des cycles économiques dans l'UEMOA à hauteur de 0,61 point de pourcentage. Cela n'est pas surprenant car ces résultats corroborent les travaux de Kebalo et Zouri (2022) sur l'UEMOA. De plus, Buti et Guidice (2002) soulignent que parmi les critères de convergence, le ratio solde budgétaire sur PIB $\geq -3\%$ est le plus important car il permet aux pays d'être mieux disciplinés, plus résilients, favorisant ainsi la convergence des cycles économiques.

CONCLUSION

L'identification des déterminants de la synchronisation des cycles économiques au sein d'une union monétaire est importante car elle permet aux décideurs de mieux cibler leurs politiques économiques afin de concourir au rapprochement des cycles économiques. En outre, le rapprochement des cycles économiques est nécessaire pour la viabilité d'une union monétaire existante ou en formation. Dans le cadre de cette analyse, nous avons, au regard du très faible niveau de synchronisation des cycles économiques dans l'UEMOA, identifié empiriquement, à plusieurs niveaux de robustesse, les facteurs pouvant contribuer à l'améliorer sur une période allant de 1990 à 2018.

Les résultats de l'analyse montrent que l'intégration commerciale et la convergence budgétaire au sein de l'UEMOA contribuent au rapprochement des cycles économiques. En outre, l'intégration commerciale contribue davantage au rapprochement des cycles des pays dont la structure de production est diversifiée comparativement aux pays à structure non diversifiée. Enfin, le respect par les pays du critère de convergence budgétaire relatif au solde budgétaire global (dons compris) en vigueur au sein de l'Union, contribue au rapprochement des cycles économiques.

De ce qui précède, nous suggérons, pour l'amélioration de la viabilité de l'UEMOA, que les pays poursuivent leurs efforts pour diversifier les structures de production, transformer leur économie, réduire les barrières à la libre circulation des biens et personnes afin d'accroître le niveau du commerce intra-UEMOA.

Aux fins de promouvoir la diversification des structures de production, les autorités économiques et monétaires de l'UEMOA pourraient fixer un degré de diversification économique (structure de la production) à respecter par les pays membres à un horizon donné. Dans le même sillage, une façon d'encourager la diversification pourrait consister à ne pas comptabiliser les dépenses liées à la construction d'infrastructures de structures productives dans le calcul des déficits budgétaires. En outre, nous exhortons les pays de l'UEMOA à poursuivre leurs efforts pour renforcer la convergence budgétaire et encourageons les pays de l'Union à aboutir à une meilleure discipline budgétaire en respectant davantage le critère de convergence budgétaire relatif au solde budgétaire global.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

Abiad, A., Furceri, D., Kalemli-Ozcan, S., et Pescatori, A., (2013). Dancing Together? Spillovers, Common Shocks, and the Role of Financial and Trade Linkages. *World Economic Outlook*.

Agénor, P. R., McDermott, C. J., et Prasad, E. S., (2000). Macroeconomic fluctuations in developing countries: some stylized facts. *The World Bank Economic Review*, Vol.14, No. 2, pp.251-285.

Agnello, L., Caporale, G. M., et Sousa, R. M., (2016). How do Fiscal consolidation and fiscal stimuli impact on the synchronization of business cycles? *Bulletin of Economic Research*, pp. 307-378

Agnello, L., Caporale, G.M. et Sousa, R. M., (2013). Fiscal Adjustments and Business Cycle Synchronization. *CESifo Working Paper*, 4505.

Amadou, A. et Kebalo, L., (2019). Single currency in ECOWAS: Is the proposed fiscal convergence criterion pro-growth? *African Development Review*. Vol. 31, No. 4, pp. 423-433.

Artis, M.J., et Zhang, W., (1997). International business cycles and the ERM: Is there a European business cycle? *International Journal of Finance & Economics*. Vol. 2, No 1, pp. 1-16.

Backus, D., Kehoe, P. J., et Kydland, F. E. (1992). International Real Business Cycles. *Journal of Political Economy*. Vol. 100, No. 4, pp. 745-775.

Bamba, N. L., (2004). Analyse du processus de convergence dans la Zone UEMOA. *WIDER Research Paper*. No. 2004/18. The United Nations University World Institute for Development Economics Research (UNU-WIDER), Helsinki.

Barro, R.J., et Sala-i-Martin, X., (1991). Convergence across states and regions. *Brooking Papers on Economic Activity*. Vol. 1991, No. 1, pp.107-182.

Baxter, M., et King, R. G., (1999). Measuring business cycles: approximate band-pass filters for economic time series. *Review of economics and statistics*. Vol. 81, No.4, pp. 575-593.

Baxter, M., et Kouparitsas, M. A., (2005). Determinants of Business Cycle Co-movement: A Robust Analysis. *Journal of Monetary Economics*. Vol. 52, No. 1, pp. 113-157.

Bénassy-Quéré, A., et Coupet, M., (2005). On the Adequacy of Monetary Arrangements in Sub-Saharan Africa. *World Economy*. Vol. 28, No. 3, pp. 349-373.

Boone, L. (1997). Symétrie des chocs en Union Européenne : une analyse dynamique. *Economie internationale*. Vol. 70, No. 2, 1997, pp. 7-34.

Bosker, M., et Garretsen, H., (2007). Trade costs, market access and economic geography: why the empirical specification of trade costs matters. *CESifo Working Paper* No. 2071.

Buti, M., et Giudice, G., (2002). Maastricht's Fiscal Rules at Ten: An Assessment. *Journal of Common Market Studies*, Vol. 40, 2002, pp. 823-848.

Caldéron, C., Chong, A., et Stein, E., (2007). Trade Intensity and Business Cycle Synchronization: are Developing Countries Any Different? *Journal of International Economics*. Vol. 71, No. 1, 2007, pp. 2-21.

Canova, F., (1998). Detrending and business cycles facts. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 41, pp. 475-512.

Canova, F., (1999). Does detrending matter for the determination of the reference cycle and the selection of turning points? *Economic Journal*. Vol. 109, pp. 126-150.

Canova, F., et De Nicolò, G., (2003). On the Sources of Business Cycles in the G-7. *Journal of international economics*. Vol. 59, No.1, pp.77-100.

Cesa-Bianchi, A., Imbs, J., et Saleheen, J., (2019). Finance and synchronization. *Journal of International Economics*, Vol. 116, pp. 74-87.

Chebbi, A., et Knani, R., (2013). Déterminants de la synchronisation des cycles en Tunisie : une approche par les modèles ADL. *Revue d'Economie Théorique et Appliquée*. Vol. 3, No.1, pp. 23-48.

Darvas, Z., Rose, A.K., et Szapary, G., (2005). Fiscal Divergence and Business Cycle Synchronization: Irresponsibility Is Idiosyncratic. *NBER Working Papers 11580. National Bureau of Economic Research*.

Diarra, S., (2016). Analyse rétrospective du respect des nouveaux critères de convergence de l'UEMOA. *Revue d'économie du développement*. Vol. 24, No. 1, pp. 79-98.

Diop, C., (2007). L'UEMOA et la perspective d'une zone monétaire unique de la CEDEAO : les enseignements d'un modèle de gravité. *Document d'Etude et de Recherche BCEAO*, NDER/07/01-Avril, 2-38.

Diop, L., (2002). Convergence nominale et Convergence réelle : Une application des concepts de sigma-convergence et de beta-convergence aux économies de la CEDEAO. *Notes d'Informations Statistiques de la BCEAO*.

Dout, H., et Kebalo, L., (2021). Trade Intensity, Fiscal Integration and Income Inequality in ECOWAS. *Statistics, Politics and Policy*. Vol. 12, No. 2, pp. 375-394.

Duarte, A., et Holden K., (2003). The business cycle in the G-7 economies. *International Journal of forecasting*. Vol.19, pp. 685-700.

Egger, P., Nigai, S., et Strecker, N., (2019). The Taxing Deed of Globalization. *American Economic Review*. Vol. 109, No. 2, pp. 353-390.

Elachhab, F., (2010). Les déterminants de la synchronisation cyclique Tunisie-zone euro. *Revue de l'OFCE*, No 4, pp. 33-62.

Elgahry, B. A., (2016). La synchronisation intra-et inter-régionale des cycles économiques en Europe et en Asie. *Revue Interventions économiques. Papers in Political Economy*, No.55.

Elgahry, B. I., (2014). La synchronisation des cycles économiques entre pays avancés et pays émergents : couplage ou découplage ? (*Doctoral dissertation, Université du Havre*).

Fatás, A., et Mihov, I., (2006). The macroeconomic effects of fiscal rules in the US states. *Journal of public economics*. Vol. 90., No 1-2, pp. 101-117.

Fiess, N., (2007). Business cycle synchronization and regional integration: a case study for Central America. *The World Bank Economic Review*, Vol. 21, No. 1, pp. 49-72.

FMI, (2013). Dancing together? spillovers, common shocks, and the role of financial and trade linkages. *World Economic Outlook. International Monetary Fund*, Washington.

Frankel, J. A., et Rose, A. K. (1998). The Endogeneity of the Optimum Currency Area Criteria. *Economic Journal*, Vol. 108, No. 449, pp. 1009-1025.

Fuss, C., (1999). Mesures et tests de convergence : une revue de la littérature. *Revue de l'OFCE*, Vol. 69, No 1, pp. 221-249.

Gammadigbé, V. (2013). Endogénéité des critères d'une zone monétaire optimale : un réexamen. *MPRA Paper No. 46727*.

Giannone, D., Lenza, M., et Reichlin, L. (2010). Business cycles in the Euro area. Europe and the Euro. *National Bureau of Economic Research Inc.*, pp. 141-167.

Guerini, M., Napolitano, M., et Nesta, L., (2018). Convergence of productive structures and synchronization of industrial cycles in the European Union. *Revue de l'OFCE*. Vol. 158, No 4, pp. 127-147.

Head, K., et Mayer, T., (2011). Gravity, market potential and economic development. *Journal of Economic Geography*. Vol. 11, No. 2, pp. 281-294.

Heathcote, J., et Perri, F., (2003). Why has the U.S. economy become less correlated with the rest of the world? *American Economic Review*. Vol. 93, No. 2, pp. 63-69.

Hodrick, R. J., et Prescott, E. C., (1997). Postwar US business cycles: an empirical investigation. *Journal of Money, credit, and Banking*, Vol. 29, No. 1, pp. 1-16.

Imbs, J., (2006). The Real Effects of Financial Integration. *Journal of International Economics*, Vol. 68, pp. 296-324.

Imbs, J., (2004). Trade, Finance, Specialization and Synchronization. *Review of Economics and Statistics*. Vol. 86, pp. 723-734.

Inklaar, R., Jong-A-Pin, R., et De Haan, J., (2008). Trade and Business Cycle Synchronization in OECD countries A Re-examination. *European Economic Review*. Vol. 52, No. 4, pp. 646-666.

Kalemli-Ozcan, S., Papaioannou, E., et Perri, F., (2013b). Financial Regulation, Financial Globalization, and the Synchronization of Economic Activity. *Journal of Finance*. Vol. 68, No. 3, pp. 1179-1228.

Kalemli-Ozcan, S., Papaioannou, E., et Perri, F., (2013a). Global Banks and Crisis Transmission. *Journal of International Economics*. Vol. 89, No. 2, pp. 495-510.

Kalemli-Ozcan, S., Sorensen, B.E., et Yosha, O., (2001). Economic integration, industrial specialization, and the asymmetry of macroeconomic fluctuations. *Journal of International Economics*. Vol. 55, pp. 107-137.

Kebalo, L., (2019). Fiscal Divergence and Monetary Integration in West Africa: What to Draw from Darvas et al. (2005)? *Economics Discussion Papers*, No.52. Kiel Institute for the World Economy.

Kebalo, L. et Zouri, S., (2022). Monetary agreements reform and issue of the key fiscal convergence criterion in the West African Economic and Monetary Union (WAEMU). *Journal of Economic Integration*. Vol. 37, No. 1, pp. 30-53.

Kenen, P., (1969). The problems' approach to international monetary reform. In: Mundell, R.A. and Swoboda, A.K. *Monetary Problems of the international Economy*. University of Chicago Press.

Kose, M.A., Prasad, E.S., et Terrones, M.E., (2003). How does globalization affect the synchronization of business cycles? *American Economic Review*. Vol. 93, pp. 57-62.

Kose, M. A, et Yi., KM., (2001). International trade and business cycles: is vertical specialization the missing link? *American Economic Review*. Vol.91, No.2, pp.371-375.

Krugman, P. R., (1993,). Lessons of Massachusetts for EMU. in F. Torres, F. Giavazzi (dir.) Adjustment and Growth in the European Monetary Union. *Cambridge University Press*, pp. 241-269.

McKinnon, R. I., (1963). Optimum currency areas. *The American economic review*. Vol. 53, No. 4, pp. 717-725.

Mpatswe, G. K., Tapsoba, S. J.-A., et Robert C. Y., (2011). The Cyclicity of Fiscal Policies in the CEMAC Region. *IMF Working Paper*, WP/11/205.

Mundell, R. A., (1961). A theory of optimum currency areas. *The American economic review*. Vol. 51, No. 4, pp. 657-665.

Nguyen, V. T. H., Hoang, T. T. T., et Nguyen, S. M. (2020). The effect of trade integration on business cycle synchronization in East Asia. *The Journal of Asian Finance, Economics and Business*. Vol. 7, No 8, pp. 225-231.

Obstfeld, M., (1994). Risk-Taking, Global Diversification, and Growth. *American Economic Review*. Vol. 84, No. 5, pp. 1555-1585.

Otto, G., Voss, G., et Willard, L., (2001). Understanding OECD Output Correlations. *Reserve Bank of Australia Research Discussion Papers*.

Ravn, M. O., et Uhlig, H., (2002). On adjusting the Hodrick-Prescott filter for the frequency of observations. *Review of economics and statistics*. Vol. 84, No. 2, pp. 371-376.

Reinhart, C., Kaminsky, G., et Végh, C., (2004). When it Rains It Pours: Procyclical Capital Flows and Macroeconomic Policies. *NBER Macroeconomic, Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research*.

Riezman, R.G., Whalley J., et Zhang, S., (2013). Metrics capturing the degree to which individual economies are globalized. *Applied Economics*. Vol. 45, No. 36, pp. 5046-5061.

Roos, N., et Russell B., (1996). Towards an understanding of Australian's Comovement with foreign business cycles. *Research Discussion paper* 9607.

Rose, A. K., et Engel, C., (2000). Currency unions and international integration. *National Bureau of Economic Research*.

Samimi, P., Lim, G.C., et Buang, A.A., (2011). Globalization Measurement: Notes on Common Globalization Indexes. *Journal of Knowledge Management*. Vol. 1, No. 7, pp. 1-20.

Sarr, F. et Wade, A., (2015). Analyse dynamique de la convergence des chocs macroéconomiques et implications de politiques économiques dans la zone UEMOA. *Revue d'Economie Théorique et Appliquée*. Vol. 5, No.2, pp. 115-134.

Sarr, F., et Ndiaye, C. T., (2011). Asymétrie et convergence des politiques et chocs budgétaires en zone UEMOA. *Revue Economique et Monétaire*, No.8.

Siedschlag, I., et Tondl, G., (2011). Regional output growth synchronisation with the Euro Area. *Empirica*, Vol. 38, No. 2, pp. 203-221.

Tapsoba, S. J-A., (2009). Hétérogénéité des chocs et viabilité des unions monétaires en Afrique de l'Ouest. *Revue Economique et Monétaire*, No. 5, pp. 38-63.

Wei, S-J., (1996). Intra-national versus international trade: How stubborn are nations in global integration? *National Bureau of Economic Research, Working papers series*.

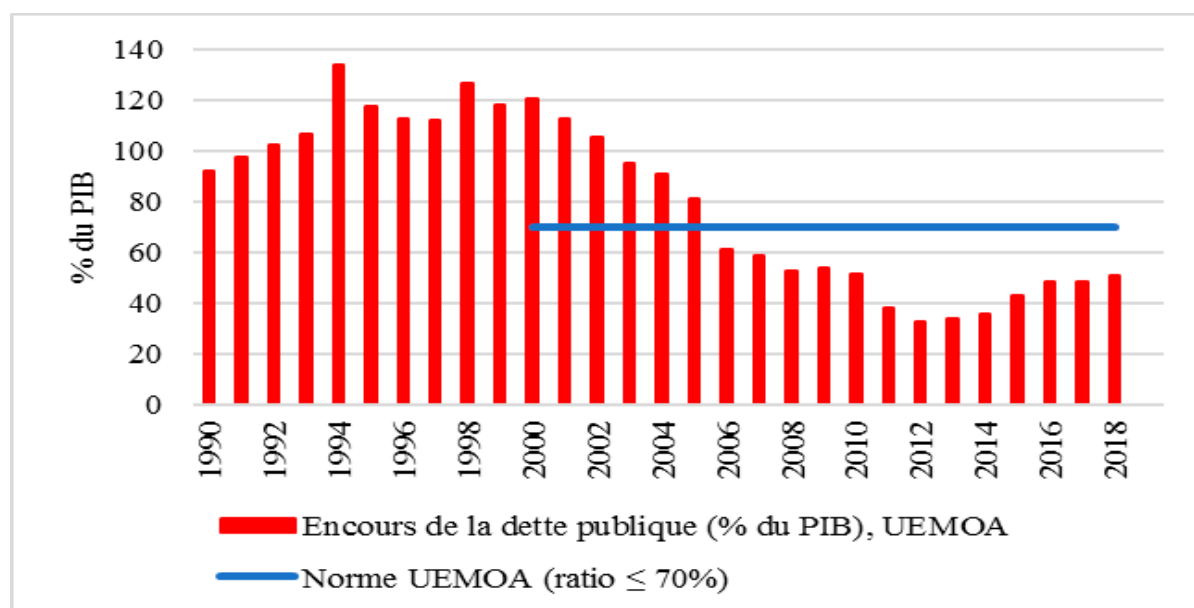
Zouri, S., (2019). Synchronisation des chocs d'offre et de demande dans la Communauté Economique des Etats de l'Afrique de l'Ouest (CEDEAO). *MPRA paper*, No.95291.

Zouri, S., (2020). Business cycles, bilateral trade and financial integration: Evidence from Economic Community of West African States (ECOWAS). *International Economics*, Vol. 163, pp. 25-43.

ANNEXES

A1. Figure

Figure 5 : Evolution de l'encours de la dette publique (moyenne pays de l'UEMOA)



Source : Calculs des auteurs à partir des données de la Banque Africaine de Développement et de la Commission de l'UEMOA.

Note : la norme budgétaire limitant l'encours de la dette publique (en % du PIB) faisait partir du Pacte de convergence des pays de l'UEMOA de 1999. Elle a été reconduite dans le Pacte de convergence de 2015.

A2. Résultats des premières étapes d'estimations par la méthode IV

Tableau 7 : Résultats de base

SYNCHRONISATION DES CYCLES ECONOMIQUES ($S_{ij,t}$)			
Variables explicatives	$IC1_{ij,t}$		
$\lambda_{ij,t}$	18,44*** (0,74)		18,39*** (0,74)
$CF1_{ij,t}$			-0,0001 (0,0001)
Effet fixe spécifique	Oui		Oui
Effet fixe temporel	Oui		Oui

Source : Estimation des auteurs.

Note : (.) écart type robustes ; *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

Tableau 8 : Résultats de base avec d'autres mesures des variables indépendantes

Première étape d'estimation par la méthode (IV)		
Variables explicatives	$IC2_{ij,t}$	
	(1)	(2)
$\lambda_{ij,t}$	6*** (0,42)	5,94*** (0,41)
$CF2_{ij,t}$		-0,000002 (0,00001)
Effet fixe spécifique	Oui	Oui
Effet fixe temporel	Oui	Oui

Source : estimations des auteurs.

Note : (.) écart type robustes ; *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

Tableau 9 : Résultats de base avec une mesure usuelle de la synchronisation des cycles

SYNCHRONISATION DES CYCLES ECONOMIQUES $Cor(Yic, Yjc)$			
Variables explicatives	$IC1_{ij,t}$		
$\lambda_{ij,t}$	19,73*** (1,65)		18,76*** (1,31)
$CF1_{ij,t}$			-0,003 0,003
Effet fixe spécifique	Oui		Oui
Effet fixe temporel	Oui		Oui

Source : Estimation des auteurs.

Note : (.) écart type robustes ; *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

Tableau 10 : Résultats de base intégrant la diversification

SYNCHRONISATION DES CYCLES ECONOMIQUES ($S_{ij,t}$)		
Variables explicatives	$IC1_{ij,t}$	
$\lambda_{ij,t}$	18,12*** (0,3)	18,07*** (0,3)
$IC1_{ij,t} * Diversification_{ij}$	0,83*** (0,03)	0,82*** (0,04)
$CF1_{ij,t}$		-0,0001 (0,0005)
Effet fixe spécifique	Oui	Oui
Effet fixe temporel	Oui	Oui

Source : estimations des auteurs.

Note : $Diversification_{ij}$ est une *dummy* qui prend 1 si le couple i, j ont en moyenne un indice de concentration $< 0,5$ et 0 sinon. (.) écart type robustes ; *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

Tableau 11 : Résultat de base intégrant la discipline budgétaire

SYNCHRONISATION DES CYCLES ECONOMIQUES ($S_{ij,t}$)			
Variables explicatives	$IC1_{ij,t}$		
$\lambda_{ij,t}$	18,48*** (0,76)		18,43*** (0,75)
$SB_{ij,t}$	0,001 (0,001)		0,001 (0,001)
$CF1_{ij,t}$			-0,0001* (0,00001)
Effet fixe spécifique	Oui		Oui
Effet fixe temporel	Oui		Oui

Source : estimations des auteurs.

Note : $SB_{ij,t}$ est une *dummy* qui prend 1 si le couple i, j à la date t respectent un ratio solde budgétaire sur PIB $\geq -3\%$ et 0 sinon. (.) écart type robustes ; *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

A3. Indice de diversification

Tableau 12 : Répartition des pays selon l'indice de concentration

Pays	Date	Indice de Herfindahl-Hirschman						Moyenne
		1995	2000	2005	2010	2015	2018	
Bénin		0,67	0,59	0,37	0,34	0,31	0,37	0,44
Burkina Faso		0,56	0,54	0,75	0,57	0,64	0,66	0,62
Côte d'Ivoire		0,34	0,32	0,32	0,37	0,42	0,36	0,36
Guinée-Bissau		0,5	0,59	0,88	0,87	0,88	0,88	0,77
Mali		0,72	0,6	0,58	0,64	0,7	0,72	0,66
Niger		0,4	0,59	0,33	0,38	0,39	0,35	0,41
Sénégal		0,22	0,21	0,22	0,26	0,23	0,24	0,23
Togo		0,36	0,28	0,2	0,21	0,2	0,24	0,25

Source : données statistiques de la Conférence des Nations Unies sur le Commerce et le Développement (CNUCED).

Note : L'indice de concentration, est compris entre 0 et 1. Une valeur de l'indice proche de 1 indique que les exportations d'un pays sont très concentrées sur quelques produits. Au contraire, des valeurs proches de 0 reflètent une répartition plus homogène des parts entre les produits. C'est pourquoi, en termes d'innovation, nous avons jugé pertinent d'introduire une *dummy* avec un seuil de décision de $\alpha = 0,5$. Nous supposons qu'en dessous dudit seuil, le pays présente une structure diversifiée (Bénin, Côte d'Ivoire Sénégal et Togo) et au-delà du seuil, une structure non-diversifiée (Burkina Faso, Guinée-Bissau et Mali).

RELATION DYNAMIQUE ENTRE LES SOLDES DU COMPTE COURANT ET BUDGETAIRE DANS L'UEMOA : LA PRISE EN COMPTE DES CHANGEMENTS DE REGIME ET DES TRANSMISSIONS ASYMETRIQUESSerigne Bassirou LO²¹Fousséni RAMDE²²Abdou Khadre DIENG²³**Résumé**

Cet article fournit une nouvelle évidence empirique sur la relation dynamique entre les déficits du compte courant et budgétaire dans la zone UEMOA. Nous examinons l'hypothèse des déficits jumeaux en prenant en compte les ruptures structurelles et les asymétries. Des données annuelles sur la période 1985-2017 des huit pays de la zone sont utilisées. Les résultats montrent une hétérogénéité de la zone. En effet, nous observons des asymétries de long terme dans la relation entre le solde du compte courant et le solde budgétaire au Bénin, au Togo, en Guinée Bissau et au Niger. Cependant, cette relation est symétrique à long terme au Sénégal et au Mali. Pour la Côte d'Ivoire et le Burkina-Faso, aucune relation de long terme n'est détectée entre le solde budgétaire et le solde courant.

INFORMATIONS SUR L'ARTICLE**Historique de l'article :**

Soumis le 9 novembre 2020.

Reçu en première version révisée le 12 juillet 2021.

Reçu en deuxième version révisée le 25 novembre 2022.

Accepté le 27 avril 2023

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

Jel Classification: C22, E62, F32, H62.

²¹ Enseignant-Chercheur à la Faculté des Sciences Economiques et de Gestion (FASEG)/UCAD, Chercheur au Laboratoire d'Analyse des Politiques Economiques et Sociales (LAPES)
mail: serignebassirou.lo@ucad.edu.sn

²² Enseignant-Chercheur à l'Université Nazi Boni, Membre associé du Centre de Documentation de Recherches Economiques et Sociales (CEDRES) de l'Université de Ouagadougou
mail: ramde.fouss@gmail.com

²³ Enseignant-chercheur à la Faculté des Sciences Economiques et de Gestion (FASEG)/UCAD, Chercheur au Laboratoire d'Analyse des Politiques de développement (LAPD)
mail: abdoukhadre6.dieng@ucad.edu.sn

Abstract

This paper provides new empirical evidence on the dynamic relationship between current and fiscal account deficits in the WAEMU. We attempt to examine the twin deficits hypothesis taking into account structural breaks and asymmetries. Annual data for the period 1985-2017 for the eight countries in the WAEMU are used. The results show a certain heterogeneity of the area. Indeed, there are long-term asymmetries in the relationship between the current account balance and the fiscal balance in Benin, Togo, Guinea Bissau and Niger, while for Senegal and Mali, is rather symmetrical. For the cases of Côte d'Ivoire and Burkina-Faso no long-term relationship between the current account balance and the fiscal balance is detected.

ARTICLE INFORMATIONS

Article history :

Submitted on november 9, 2020.

Received in first revised form on july 12, 2021.

Received in second revised form on november 25, 2022

Accepted on april 27, 2023

Keywords: budget deficit, current account deficit, twin deficits, asymmetric cointegration, WAEMU.

Jel Classification: C22, E62, F32, H62.

INTRODUCTION

La relation entre le déficit extérieur et le déficit budgétaire, plus connue sous le nom des déficits jumeaux, est l'un des thèmes les plus débattus dans la littérature économique. Globalement, le débat ne permet pas de concilier les différents courants de pensée. En effet, pendant que les classiques comme Barro (1989), se référant à l'hypothèse ricardienne, affirment une absence de relation entre le déficit du compte courant et le déficit budgétaire, les keynésiens tels que Godley et Cripps (1974), soutiennent l'inverse.

Si les keynésiens admettent l'hypothèse des déficits jumeaux, le sens de causalité ne fait cependant pas l'unanimité. A travers le modèle IS-LM-BP d'une économie ouverte, Fleming (1962) et Mundell (1963) affirment que la hausse du déficit budgétaire impacte considérablement le solde du compte courant en induisant une pression à la hausse sur les taux d'intérêt, qui favorise à son tour une entrée des capitaux étrangers et une appréciation de la monnaie. La théorie de l'absorption défendue par Alexander (1952) soutient le même sens de causalité en indiquant qu'une politique budgétaire expansionniste provoque une hausse de la demande intérieure que la production locale ne peut pas totalement combler ; d'où une augmentation des importations et du déficit du compte courant.

Cependant, dans les prolongements keynésiens, d'autres auteurs comme Bispham (1975) soutiennent que la causalité va du solde du compte courant au solde budgétaire. Plus précisément, une expansion de la demande mondiale qui est de nature à favoriser les exportations, provoque une hausse de la production nationale qui, à son tour, améliore les recettes fiscales et le solde budgétaire.

A l'instar des développements théoriques, cette problématique a fait l'objet de plusieurs travaux empiriques avec des résultats mitigés. Par exemple, Dupuy et Lacueille (2020) ainsi que Hussain et al. (2023) confirment l'hypothèse des déficits jumeaux aux Etats-Unis et au Pakistan, alors que Chunming et Ruo (2015), Mohammadi et Moshref, (2012) la rejettent dans leurs travaux sur les BRICS (le Brésil, la Russie, l'Inde, la Chine et l'Afrique du Sud) et en Asie de l'Est.

Si l'essentiel des travaux ont porté sur les économies développées, dans l'UEMOA, très peu de travaux l'ont abordé. Parmi eux, l'un des plus concluants est celui de Diarra (2014) qui indique que le sens de causalité entre les deux déficits varie en fonction des pays et dans le temps. Toutefois, dans son analyse Diarra (2014) ne prend pas en considération les ruptures structurelles dans les séries susceptibles de modifier les résultats des tests de stationnarité, de cointégration et même le sens de causalité entre les deux déficits comme l'indiquent Trachanas et Katrakilidis (2013). De plus, il ne tient pas compte de l'existence possible d'une relation asymétrique entre les déficits du compte courant et budgétaire. Or, les soldes du compte courant et budgétaire suivent en général un processus dynamique non linéaire, en raison de leur forte dépendance du cycle de l'activité économique (Falk, 1986 ; Neftci, 1984). Ainsi, on peut suspecter une asymétrie dans la relation dynamique entre le solde du compte courant et le solde budgétaire.

Cet article apporte plus d'éclairages dans le débat sur la relation dynamique entre le solde du compte courant et le solde budgétaire dans les pays de l'UEMOA. À la différence des autres travaux, nous tenons compte des ruptures structurelles et de l'existence possible d'asymétries dans la relation dynamique entre les déficits du compte courant et budgétaire. Nous utilisons la méthodologie suggérée par Zivot et Andrews (1992) pour déterminer de manière endogène les dates de ruptures des séries dans chaque pays et un modèle autorégressif à retards échelonnés non linéaire (NARDL) développé par Shin, Yu et Greenwood-Nimmo (2014) pour déterminer les asymétries de court et de long terme.

Le reste de l'article est ainsi organisé : la section 1 présente une revue théorique et empirique sur l'hypothèse des déficits jumeaux, la section 2 développe la méthodologie, les résultats sont présentés à la section 3 avant la conclusion.

I. HYPOTHESE DES DEFICITS JUMEAUX : UNE REVUE DE LA LITTERATURE THEORIQUE ET EMPIRIQUE

Dans l'examen de la relation entre le déficit courant et le déficit public, le débat reste controversé aussi bien sur le plan théorique qu'empirique.

Au niveau théorique, plusieurs approches existent, parmi lesquelles celle de la Nouvelle Economie de Cambridge. Pour les auteurs de cette approche tels que Godley et Cripps (1974), les déficits jumeaux s'expliquent par l'écart entre l'épargne privée et les investissements. En effet, en jugeant l'égalité entre l'épargne et les investissements peu réaliste, ces auteurs soutiennent qu'une politique fiscale expansionniste entraîne une dégradation du solde du compte courant. Dans la même dynamique, cette idée est étayée par les keynésiens qui mettent en relief le taux de change et le taux d'intérêt comme étant les canaux de transmission des effets du déficit public sur le déficit courant (Alexander 1952, Fleming, 1962 ; Mundell, 1963 ; et Haug, 1996). En effet, une hausse du déficit budgétaire induit une hausse de la demande effective, ce qui va augmenter le revenu national par le bais du multiplicateur. Les importations de biens et services qui sont une fonction positive du revenu national devraient alors augmenter, entraînant ainsi une détérioration de la balance commerciale et du compte courant (Prophète, 2003). Il s'y ajoute qu'une augmentation du déficit budgétaire entraîne une hausse des taux d'intérêt intérieurs, un afflux de capitaux étrangers, puis une appréciation du taux de change, qui détériore alors le solde du compte courant. En outre, même si elle inverse le sens de la causalité (le déficit courant entraîne le déficit public), l'hypothèse CATH « Current Account Targeting Hypothesis » soutient également l'existence d'une relation positive entre ces deux déficits (Summers, 1988).

En revanche, l'hypothèse des déficits jumeaux est remise en cause par les tenants de l'approche classique. Se basant sur le principe de l'équivalence Ricardienne (Barro, 1989), ils affirment qu'une augmentation du déficit public n'entraîne pas une hausse du déficit courant. Autrement dit, une politique budgétaire expansive n'a aucun effet réel sur le solde du compte courant, le taux d'intérêt réel, etc. En cas de relance budgétaire par le déficit, les agents économiques anticipent parfaitement une hausse future des impôts qui seront prélevés pour le financement du déficit. En prévision de ces prélèvements futurs, les ménages constituent alors immédiatement une épargne d'un montant équivalent à l'endettement public. Les anticipations des agents économiques annulent donc les effets de l'expansion budgétaire et en conséquence, le solde du compte courant reste inchangé.

Au niveau empirique, la revue s'est d'abord axée sur l'analyse des "déficits jumeaux" avant de s'étendre sur l'hypothèse des "triple déficits". Ainsi, dans les pays développés, plusieurs auteurs (Algieri, 2013, Trachanas et Katrakilidis, 2013 ; Litsios et Pilbeam, 2017) ont examiné la relation entre le déficit courant et le déficit budgétaire.

A partir du test de Granger (1969) et l'approche de Toda-Yamamoto (1995), Algieri (2013) n'arrive pas à établir clairement une relation entre l'équilibre du solde courant et celui du solde des finances publiques en Grèce, en Italie, au Portugal et en Espagne. Ses résultats remettent en cause l'hypothèse des déficits jumeaux au profit du principe de l'équivalence ricardienne.

Contrairement à Algieri (2013), en prenant en considération les possibilités de changements structurels et de cointégration asymétrique, les résultats de Trachanas et Katrakilidis (2013) confirment l'hypothèse des déficits jumeaux sur les périodes 1971-2009 pour l'Italie, 1975-

2009 pour l'Irlande, la Grèce et l'Espagne et 1977-2009 pour le Portugal. Tout comme les auteurs précédents, à l'aide de données de panel sur la période 1991-2011, Kosteletou (2013) note que le financement des dépenses publiques supplémentaires conduit l'Etat à emprunter sur le marché international, ce qui dégrade le solde du compte courant.

Avec un modèle Panel VAR de dix-sept (17) pays de l'Union Européenne sur la période 1970-2010, Nickel et Tudyka (2014) montrent que les effets du déficit public sur le solde de la balance commerciale sont fonction du niveau d'endettement. Leurs résultats confirment l'hypothèse des déficits jumeaux uniquement lorsque le niveau d'endettement est faible. Dans le cas contraire, c'est l'équivalence ricardienne qui est observée. Dans leurs récentes investigations, Litsios et Pilbeam (2017) trouvent qu'une politique d'austérité réduit le déficit du solde du compte courant en Grèce, au Portugal et en Espagne.

A la suite des auteurs précédents, sur la période 1970-2018, Dupuy et Lacueille (2020) utilisent la technique de cointégration de Johansen pour tester l'existence d'une relation stable à long terme entre le déficit budgétaire et le déficit courant. Leurs résultats indiquent la présence d'une relation stable de long terme entre les déficits courant et budgétaire américains. Aussi, à travers le test de Granger, ils mettent en relief l'existence d'une causalité bidirectionnelle entre les deux déficits tout en identifiant le taux de change comme étant le principal canal de transmission.

Dans le cas des pays en développement, quelques travaux existent (Lau et Baharumshah, 2004 ; Kwame, 2013; Chihi et Normandin, 2013; Diarra, 2014; Shastri et al., 2017). Ainsi, Lau et Baharumshah (2004) trouvent l'existence d'une relation bidirectionnelle entre le solde courant et le solde public en Malaisie. Par ailleurs, avec un échantillon de vingt-quatre (24) pays en développement entre 1960 et 2005, Chihi et Normandin (2013) indiquent qu'il existe une relation positive entre les deux déficits. En revanche, à partir d'un modèle ARDL, Hussain et al. (2023) révèlent une relation unidirectionnelle allant du solde budgétaire au solde du compte courant au Pakistan conformément aux prédictions théoriques keynésiennes.

En Afrique, quelques recherches ont abordé cette problématique des déficits jumeaux. Ainsi, après Omoniyi et al. (2012) qui utilisent le test de causalité de Granger pour mettre en relief l'existence d'une relation bidirectionnelle au Nigéria, Kwame (2013) établit l'existence des déficits jumeaux au Ghana. De son côté, en utilisant la méthode de cointégration aux bornes proposée par Pesaran et al. (2001) dans le cadre de la modélisation ARDL entre 1980-2012 sur sept (7) pays de l'Union économique et monétaire de l'Afrique de l'ouest, Diarra (2014) trouve une relation de causalité à long terme allant du déficit budgétaire vers le solde du compte courant au Sénégal et au Togo. Ses résultats indiquent aussi qu'au Burkina Faso et en Côte d'Ivoire, c'est plutôt l'inverse de la relation précédente qui est observée à long terme. Concernant le Bénin et le Mali, il affirme l'existence d'une relation bidirectionnelle. Par contre, il relève une absence de relation entre les deux déficits au Niger. L'hétérogénéité de ses résultats ne permet pas de dégager une tendance globale en ce qui concerne le sens de la relation entre les deux déficits dans l'Union. Ce constat, pourrait s'expliquer par le fait que l'auteur dans son analyse s'est limité aux estimations en série chronologique uniquement.

Pour sa part, Heba (2018) réfute l'hypothèse des déficits jumeaux à long terme en Egypte entre 1975 et 2014. De plus, avec des séries chronologiques trimestrielles et la méthode de cointégration proposée par Johansen suivie du test de causalité au sens de Granger dans le cas de l'Algérie entre 2010 et 2020, Amine et Kamel (2022) concluent que l'hypothèse des déficits jumeaux, telle que présentée dans la théorie économique, est rejetée pour le cas de l'Algérie.

Dans la zone UEMOA, à notre connaissance, il n'existe pas encore de travaux qui tiennent compte du fait que les soldes des comptes courant et budgétaire peuvent être affectés par les cycles de l'activité économique en explorant une relation asymétrique des déficits jumeaux. L'existence possible des effets asymétriques sera examinée dans la partie méthodologique qui suit à travers un modèle ARDL non linéaire.

II. METHODOLOGIE

L'objectif de cet article est d'explorer la relation dynamique entre les déficits du compte courant et budgétaire en considérant les ruptures structurelles et la possibilité de cointégration cachée entre les variables, qui peuvent induire un processus de transmissions asymétriques entre elles. La cointégration cachée existe entre deux séries temporelles si leurs sommes partielles positives et négatives sont cointégrées (Granger et Yoon, 2002). C'est un cas simple de la cointégration non linéaire. Un modèle ARDL non linéaire permet d'estimer ces effets asymétriques potentiels.

Un cadre d'analyse de l'hypothèse des déficits jumeaux est présenté avant la structure du modèle NARDL.

2.1. Hypothèse des déficits jumeaux : un cadre d'analyse

La théorie économique identifie plusieurs approches qui permettent de comprendre la relation qui existe entre le déficit budgétaire et le déficit courant. On distingue globalement l'approche Keynésienne, l'approche classique et la dernière basée sur les deux premières qui est celle inspirée de la comptabilité nationale (Amine et Kamel, 2022).

Dans l'approche Keynésienne basée sur les développements de Mundell (1962) et Fleming (1963), c'est le déficit budgétaire qui favorise le déficit du compte courant et non l'inverse. Par contre, selon l'approche classique fondée sur le principe de l'Equivalence Ricardienne, le déficit budgétaire n'a pas d'effet sur le déficit du compte courant. Au-delà de ces deux perceptions théoriques sur la nature de la relation entre le déficit budgétaire et le déficit du compte courant, la dernière approche basée sur le système de comptabilité Nationale nous permet d'examiner aussi bien l'existence d'une relation unidirectionnelle que bidirectionnelle. Fort de ce constat, le cadre d'analyse développé dans la suite du papier se base sur l'approche de la comptabilité nationale. Il s'inspire des travaux de Diarra (2014) et de Shastri et al. (2017). Il commence par l'identité macroéconomique suivante :

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

Avec C la consommation finale des ménages, I l'investissement, G Les dépenses publiques incluant les transferts, X les exportations de biens et 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). Par ailleurs, on sait que : $Y = Y_d + T$ (2)

avec Y_d qui représente le revenu disponible et T les recettes fiscales. Ainsi, l'équation 1 devient : $Y_d + T - C - I - G = X - M + TN$ (3)

En posant $S = Y_d - C$ avec S qui correspond à l'épargne privée, nous pouvons réécrire l'équation 3 comme suit : $(S - I) + (T - G) = X - M + TN$ (4)

Suivant l'équation (4), une augmentation du déficit fiscal avec un gap de l'épargne privée constant, affecte positivement le déficit du compte courant. Plus précisément, elle indique que lorsque le

déficit public n'est pas compensé par un excédent d'épargne privée, il affecte négativement le solde du compte courant. Cette équation montre, ainsi, une interdépendance entre les soldes du compte courant et budgétaire dont le sens de causalité reste indéterminé. D'où l'intérêt d'une évaluation empirique.

2.2. Structure du modèle NARDL

La représentation ARDL présente un avantage très intéressant dans la mesure où il est possible de mélanger les variables en niveau $I(0)$ et $I(1)$ pour tester une relation de cointégration de long terme (Pesaran et Shin, 1999 ; Pesaran, Shin, et Smith, 2001). Suivant ces derniers, la forme générale du modèle se présente ainsi :

$$\Delta Y_t = \delta_0 + \sigma Y_{t-1} + \vartheta X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \mu_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \beta_i X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

où y_t est la variable dépendante, x_t est le vecteur $k \times 1$ des variables exogènes. σ et ϑ sont les paramètres de long terme et μ_i et β_i les paramètres de court terme, p et q sont les vecteurs des paramètres de court terme et ε_t est le terme d'erreur.

Le modèle NARDL est une extension du modèle ARDL linéaire représenté ci-dessus. Selon Schorderet, (2004) et Shin, Yu, et Greenwood-Nimmo, (2014), le point de départ consiste à décomposer la série temporelle X_t en ses sommes positives X_t^+ et négatives X_t^- :

$$X_t^+ = \sum_{i=1}^t \Delta X_t^+ = \sum_{i=1}^t \max(\Delta X_i, 0) \quad (6)$$

$$X_t^- = \sum_{i=1}^t \Delta X_t^- = \sum_{i=1}^t \min(\Delta X_i, 0) \quad (7)$$

Supposons une combinaison linéaire Y_t entre X_t^+ et X_t^- telque :

$$Y_t = \alpha^+ X_t^+ + \alpha^- X_t^- + \omega_t \quad (8)$$

avec α^+ et α^- qui représentent respectivement les coefficients de long terme associés aux sommes partielles positives et négatives de la série X_t .

En combinant les équations (8) et (5), le modèle asymétrique à correction d'erreurs peut être ainsi formulé :

$$\Delta Y_t = \delta_0 + \sigma Y_{t-1} + \vartheta^+ X_{t-1}^+ + \vartheta^- X_{t-1}^- + \sum_{i=1}^{p-1} \mu_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} (\beta_i^+ \Delta X_{t-i}^+ + \beta_i^- \Delta X_{t-i}^-) + \varepsilon_t \quad (9)$$

Dans cette équation (9), les paramètres de long terme sont : $\vartheta^+ = -\alpha^+$ et $\vartheta^- = -\alpha^-$. Les paramètres β_i^+ et β_i^- représentent les ajustements de court terme entre la variable endogène et les changements positifs et négatifs de la variable exogène. Elle permet de tester trois possibilités : la présence des asymétries à la fois à court terme et à long terme, ou seulement à court terme ou à long terme (Shin, Yu et Greenwood-Nimmo, 2014).

Comme dans le modèle linéaire, la relation de long terme peut être testée par le *F-statistics* (F_{PSS}) développé par Pesaran et Shin (2001). De la même manière, la symétrie de long terme ($\vartheta = \vartheta^+ = \vartheta^-$) et la symétrie de court terme ($\sum_{i=0}^{q-1} \beta_i^+ = \sum_{i=0}^{q-1} \beta_i^-$) sont testées par le Wald test standard. Les

multiplicateurs dynamiques asymétriques et cumulatifs d'une variation de X_t^+ et de X_t^- sur Y_t sont définis par le processus suivant :

$$m_h^+ = \sum_{j=0}^h \frac{\partial Y_{t+j}}{\partial X_t^+} \text{ et } m_h^- = \sum_{j=0}^h \frac{\partial Y_{t+j}}{\partial X_t^-} \quad (10)$$

Où $h = 0, 1, 2, \dots$. Il convient de préciser que $h \rightarrow \infty$, $m_h^+ \rightarrow \alpha^+$ et $m_h^- \rightarrow \alpha^-$ et $\alpha^+ = \vartheta^+/\sigma$ et $\alpha^- = \vartheta^-/\sigma$.

Sur la base de cette structure du modèle NARDL, nous spécifions le modèle empirique qui est présenté dans la section suivante.

2.3. Spécification empirique et données

Le modèle empirique spécifié est le suivant :

$$\Delta SC_t = \delta_0 + \sigma SC_{t-1} + \vartheta^+ SP_{t-1}^+ + \vartheta^- SP_{t-1}^- + \sum_{i=1}^{p-1} \mu_i \Delta SC_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \beta_i^+ \Delta SP_{t-i}^+ + \sum_{i=0}^{q-1} \beta_i^- \Delta SP_{t-i}^- + \varepsilon_t \quad (11)$$

$$\Delta SP_t = \delta_0 + \sigma SP_{t-1} + \vartheta^+ SC_{t-1}^+ + \vartheta^- SC_{t-1}^- + \sum_{i=1}^{p-1} \mu_i \Delta SP_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \beta_i^+ \Delta SC_{t-i}^+ + \sum_{i=0}^{q-1} \beta_i^- \Delta SC_{t-i}^- + \varepsilon_t \quad (12)$$

avec SC et SP qui représentent respectivement le solde du compte courant et le solde primaire de base.

Comme Trachanas et al. (2013) ainsi que Diarra (2014), nous mesurons le déficit public par le solde primaire de base hors dons. Il résulte de la différence entre les recettes budgétaires totales hors dons et les dépenses intérieures totales hors paiements d'intérêts. Son utilisation pour capter l'épargne publique est largement répandue dans la littérature. Sa pertinence est justifiée par sa capacité à mesurer l'état de l'épargne publique indépendamment de l'impact d'une dépense qu'il est impossible d'éviter ou même de réduire à court terme²³ (Bouthevillain et Schalck, 2007). Elle est extraite des Tableaux des Opérations Financières des Etats (TOFE) tirés de la base de données de la BCEAO.

Concernant les données sur le compte courant, elles sont fournies par la base du FMI²⁴. Les séries sont annuelles et couvrent la période 1985-2017 pour tous les pays de l'UEMOA. Le choix de la période est justifié par la disponibilité des données. Toutes les variables sont exprimées en pourcentage du PIB.

²³ Les intérêts versés par les administrations résultent du coût des emprunts passés qui avaient été levés afin de financer les déficits précédents.

²⁴ World Economic Outlook (WEO).

Tableau 1 : Evolution en pourcentage du PIB des soldes du compte courant et budgétaire de base

Périodes	Variables / Pays	Bénin	Burkina Faso	Cote d'Ivoire	Guinée Bissau	Mali	Niger	Sénégal	Togo	UEMOA
1985-1993	SC	-3.70	-1.46	-7.65	-11.75	-9.49	-7.46	-7.80	-4.73	-6.76
	SP	-1.09	0.34	2.96	0.89	5.10	0.04	3.04	3.49	1.84
1994-2017	SC	-6.27	-7.55	0.60	-2.86	-6.63	-11.6	-7.19	-8.13	-6.21
	SP	0.59	-2.23	2.04	-1.72	0.88	-1.64	0.35	-0.53	-0.28
1985-2017	SC	-5.57	-5.89	-1.64	-5.29	-7.41	-10.5	-7.36	-7.20	-6.36
	SP	0.13	-1.53	2.29	-1.01	2.03	-1.18	1.09	0.56	0.29

Source : Les auteurs à partir des données de la BCEAO et du FMI, 2018.

Note : SC et SP représentent respectivement le solde du compte courant et le solde primaire de base.

Avec une moyenne de -6.36% du PIB, le solde de la balance courante est resté déficitaire dans l'espace UEMOA. Il est passé de -6.76% à -6.21% entre les périodes 1985-1993 et 1994-2017. Dans l'ensemble, entre les deux périodes seulement quatre (4) pays, à savoir la Côte d'Ivoire, la Guinée Bissau, le Mali et le Sénégal ont connu une amélioration de leur solde courant.

Bien que déficitaire, le solde courant de l'Union a connu une amélioration durant les cinq (5) années qui ont suivi la dévaluation, avec une moyenne de -5.5% contre -6.76% du PIB entre 1985-1993. Cette tendance au niveau de l'Union ne s'observe pas de la même manière dans toutes les économies. En effet, les données révèlent que le Burkina Faso est le pays qui a le plus souffert de la dévaluation de 1994. Son déficit s'est accru fortement, passant de 1.46% avant la dévaluation à 6.44% du PIB en moyenne durant les cinq (5) années suivantes pour se hisser à 7.55% du PIB en moyenne entre 1994-2017. Cette perte de compétitivité pourrait s'expliquer par le faible niveau de diversité de son économie basée essentiellement sur l'agriculture avec le coton comme premier produit d'exportation avant 2009. Après 2009, malgré le fait que ce pays se soit hissé au rang de pays minier, son solde courant ne s'est pas amélioré, il s'est situé en moyenne à -5.75% du PIB entre 2010 et 2017.

En outre, avec un solde courant qui passe de -7.65% entre 1985-1993 à 0.60% du PIB sur la période 1994-2017, la Côte d'Ivoire est le seul pays à avoir enregistré un solde moyen positif. La dévaluation semble avoir amélioré fortement la compétitivité de ce pays qui a une économie relativement plus diversifiée comparativement aux autres. En effet, en plus du café et du cacao pour lesquels il fait partie des plus grands producteurs du monde, ce pays exporte plusieurs autres produits tels que l'hévéa, l'anacarde, le coton etc. Cette diversité plus grande a permis à la Côte d'Ivoire de tirer le meilleur parti de la compétitivité de son économie induite par la dépréciation du franc CFA. Au-delà de la Côte d'Ivoire, la dévaluation a fortement amélioré le solde commercial de la Guinée Bissau qui enregistre la plus grande progression entre les deux périodes considérées. Son solde passe d'une moyenne de -11.75% avant la dévaluation à -2.86% du PIB après 1994.

Globalement, même si la dévaluation intervenue en 1994 a permis d'améliorer la compétitivité de certains pays de l'Union, son impact positif sur la performance globale reste relativement très faible. En effet, entre 1994 et 2017, à l'exception de la Côte d'Ivoire et de la Guinée Bissau, en moyenne, le solde courant de tous les autres pays est resté inférieur à la norme de -5% du PIB fixée par l'UEMOA.

Contrairement au solde courant, le solde budgétaire de l'Union est positif en moyenne avec un taux de 0.29% du PIB sur la période 1985-2017. Hormis le Burkina Faso, la Guinée Bissau et le Niger, tous les autres pays de l'Union ont enregistré un excédent budgétaire sur cette période.

De plus, l'évolution de l'équilibre budgétaire indique une meilleure gestion des deniers publics avant la dévaluation et la création de l'Union. A titre illustratif, l'excédent budgétaire de l'Union de 1.84% du PIB observé sur la période 1985-1993, s'est transformé en déficit entre 1994 et 2017 avec une moyenne annuelle de -0.28% du PIB. De manière spécifique, avant la dévaluation, seul le Bénin a enregistré un déficit de son solde budgétaire. Par contre, après 1994, plusieurs pays de l'Union comme le Burkina Faso, la Guinée Bissau, le Niger et le Togo ne sont pas parvenus à observer le principe du solde budgétaire excédentaire ou nul, préconisé par les critères de convergence de l'Union, avec respectivement des soldes moyens annuels de -2.23%, -1.72%, -1.64 et -0.53% du PIB. L'instauration de la surveillance multilatérale en 1994 avec la création de l'UEMOA, puis sa formalisation en 1999 n'ont pas permis l'amélioration de la gestion des finances publiques.

Par ailleurs, il ressort que le solde privé est resté en moyenne positif dans les pays de l'Union sur la période 1985-2017, à l'exception du Sénégal avec un taux moyen de -2.89% du PIB. Un fait marquant qui mérite d'être relevé est l'évolution en sens opposé des soldes privé et public de l'Union avant et après 1994. En effet, pendant que le solde public se dégrade en passant de 1.84% à -0.28% du PIB, le solde privé augmente de 2.82% à 3.6% du PIB. Cette tendance est observable dans tous les pays de l'Union à l'exception du Burkina Faso et du Niger. Une analyse rigoureuse des résultats empiriques est nécessaire pour apporter davantage d'explications sur la relation dynamique entre ces déficits.

III. RESULTATS EMPIRIQUES

Cette partie présente les résultats des tests de racine unitaire, de cointégration aux bornes et de symétrie avant de déboucher sur les résultats des estimations empiriques.

3.1. Analyse de la stationnarité des variables

Les tests traditionnels ne tiennent pas compte des possibilités de ruptures structurelles des séries. Ils sont biaisés en faveur de l'hypothèse nulle de présence de racine unitaire (Pesaran et Shin, 1999). C'est pour cette raison que nous appliquons ici les tests de Zivot et Andrews (1992) et Clemente-Montanes-Reyes (1998).

Zivot et Andrew (1992) proposent un test de racine unitaire avec une rupture endogène. L'hypothèse nulle suppose que la série présente une racine unitaire mais sans aucune rupture. L'hypothèse alternative suppose que la série est stationnaire avec une seule rupture à date inconnue. Cette hypothèse ne peut être rejetée que si la statistique de Zivot et Andrews est plus faible que les valeurs critiques. Il s'y ajoute qu'elle détermine, de façon endogène, la date de rupture de la série temporelle. Les résultats de ces tests sont présentés dans le tableau 2.

Tableau 2 : Tests de racine unitaire de Zivot et Andrews avec rupture structurelle

Pays	Séries en niveau				Séries en première différence			
	Variables	T _b	K	ZA stat	Variables	T _b	K	ZA stat
Bénin	SC	1994	2	-6.382***				
	SP	1990	0	-3.170	ΔSP		1	5.488***
Burkina Faso	SC	2009	0	-4.758*				
	SP	2002	0	-3.610	ΔSP	2008	0	-5.612***
Côte d'Ivoire	SC	2012	0	-6.015***				
	SP	1994	1	-6.055***				
Guinée	SC	2006	2	-4.098	ΔSC	2005	1	-7.670***
	SP	1998	1	-5.947***				
Mali	SC	2007	0	-4.880**				
	SP	1994	0	-3.793	ΔSP		0	-5.819***
Niger	SC	2009	0	-5.155**				
	SP	2002	0	-3.553	ΔSP	1995	2	-6.692***
Sénégal	SC	2005	1	-4.650*				
	SP	2001	0	-3.610	ΔSP	2010	0	-6.630***
Togo	SC	2006	0	-4.024	ΔSC	2002	0	-6.875***
	SP	1991	0	-4.202	ΔSP	1994	0	-8.852***

Source : Les auteurs à partir des données des données de la BCEAO et du FMI 2018.

SC= compte courant ; SP= solde primaire de base ; Δ= différence première. K représente le lag optimal basé sur le critère d'information d'Akaike. * significatif à 10% ; ** significatif à 5% ; *** significatif à 1%. T_b= Année de rupture.

Ils montrent que toutes les variables sont stationnaires en niveau pour la Côte d'Ivoire. Par contre, pour le Bénin, le Mali, le Niger, le Sénégal et le Burkina Faso, seule la variable solde du compte courant est stationnaire en niveau. Le solde primaire est stationnaire en différence première. Pour le Togo, toutes les variables sont stationnaires en différence première.

Pour la robustesse des tests, nous utilisons le test de Clemente-Montanes-Reyes (1998). Comme Zivot et Andrews (1992), ils utilisent la méthode du bootstrap pour calculer les valeurs critiques, mais à la différence de ces derniers, ils proposent deux dates de ruptures endogènes. En effet, ils suggèrent qu'un test de racine unitaire avec une rupture peut accepter l'hypothèse nulle de racine unitaire, alors qu'avec deux ruptures, il pourrait la rejeter. Considérer une seule rupture endogène peut être donc insuffisant. Il existe deux modèles pour le test de Clemente-Montanes-Reyes (1998) : le modèle AO (« Additive Outlier ») ou les ruptures sont supposées se produire instantanément et le modèle IO (« Innovative Outlier ») ou les ruptures sont supposées se produire progressivement. Nous avons choisi le modèle AO parce qu'il est plus adapté aux séries chronologiques relativement courtes. Les résultats sont présentés dans le tableau 3. Les graphiques représentatifs des dates de ruptures sont présentés dans les annexes (voir figure 1A).

Tableau 3 : Tests de racine unitaire de Clemente-Montanes-Reyes avec rupture structurelle

Pays	Modèle AO				Décision
	Variables	du1	du2	t-stat	
Benin	SC	1992	2004***	-6.335	I(0)
	SP	1991***	2001***	-3.866	I(1)
Burkina Faso	SC	1996***	2008***	-2.499	I(1)
	SP	2003**	2007**	-2.029	I(1)
Côte d'Ivoire	SC	1991**	1999**	-5.268	I(0)
	SP	1991	2007*	-2.732	I(1)
Guinée	SC	1994***	2005	-3.948	I(1)
	SP	1995	1998	-3.491	I(1)
Mali	SC	2004	2008	-1.591	I(1)
	SP	1991***	2004***	-5.766	I(0)
Niger	SC	2006***	2009	-6.747	I(0)
	SP	1992**	2006	-4.017	I(1)
Sénégal	SC	2004	2006	-1.391	I(1)
	SP	2000***	2005***	-3.282	I(1)
Togo	SC	1997***	2007	-3.960	I(1)
	SP	1991***	1998**	-2.881	I(1)

Source : Les auteurs à partir des données des données de la BCEAO et du FMI 2018.

SC= Solde compte courant ; SP= solde primaire de base. Modèle AO représente le Modèle « Additive Outlier ». du1 et du2 représentent les dates de rupture. *significatif à 10% ; ** significatif à 5% ; *** significatif à 1%.

Les tests de racine unitaire suggèrent qu'à l'exception de la Côte d'Ivoire, pour chaque pays de la zone les variables sont soit I(0) et I(1) soit toutes I(1). Par conséquent, les tests de cointégration aux bornes seront donc appliqués pour tous les pays à l'exception de la Côte d'Ivoire (Shin et al., 2014).

3.2. Les tests de cointégration aux bornes

Pour tester la relation de long terme entre le solde primaire et le solde courant, nous estimons les modèles 11 et 12 et utilisons, par la suite, la statistique de Pesaran et al. (1996) F_{PSS} pour la comparer aux valeurs critiques aux bornes présentées dans le tableau 5. L'hypothèse nulle de non cointégration est acceptée si le F_{PSS} est inférieur à la valeur critique de la borne inférieure. Pour le nombre de retards, le critère bayésien de Schwartz est utilisé avec un maximum de retard égal à 2 (Pesaran et Shin, 1999). Les résultats sont présentés dans le tableau 4.

Tableau 4 : Tests de cointégration asymétrique

Pays	Variable endogène : SC		Variable endogène : SP	
	F_{PSS}	Résultat	F_{PSS}	Résultat
Burkina Faso	1.22	Non cointégration	0.30	Non cointégration
Guinée Bissau	4.57*	Cointégration	4.23*	Cointégration
Niger	8.43***	Cointégration	4.33*	Cointégration
Sénégal	5.63*	Cointégration	2.92	Non cointégration
Togo	5.78*	Cointégration	18.07***	Cointégration
Bénin	6.96***	Cointégration	6.39***	Cointégration
Mali	5.050**	Cointégration	1.34	Non cointégration

Source : Les auteurs à partir des données de la BCEAO et du FMI 2018.

*significatif à 10% ; ** significatif à 5% ; *** significatif à 1%.

Tableau 5 : valeurs critiques du test de cointégration aux bornes

Seuil 10%		Seuil 5%		Seuil 1%	
I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
3.17	4.14	3.79	4.85	5.15	6.36

Source : Pesaran, Shin, et Smith (2001)

Ils indiquent, si on considère le solde courant comme endogène, que l'hypothèse de non cointégration doit être rejetée sauf pour le Burkina Faso. Par contre, si on considère le solde primaire comme endogène, l'hypothèse nulle de non cointégration n'est rejetée que pour le Bénin, le Togo, le Niger et la Guinée Bissau.

Pour les pays où l'hypothèse de cointégration est retenue, il convient de vérifier si la relation de long terme entre les soldes courant et budgétaire est symétrique ou asymétrique.

3.3. Les tests de symétrie

Pour finalement choisir le modèle le plus approprié, un test de symétrie de court et de long terme est effectué pour les pays où les variables sont cointégrées.

Après l'estimation des modèles 11 et 12, la statistique de Wald est considérée. Elle teste, à court et à long terme, l'hypothèse nulle de symétrie contre l'asymétrie. Ce test est effectué pour les pays dans lesquels l'hypothèse de cointégration est retenue. Les résultats du test sont présentés dans le tableau 6.

Tableau 6 : Tests d'asymétrie de Wald

Pays	Variable endogène : SC			Variable endogène : SP		
	W _{LT}	W _{CT}	Modèle spécifié	W _{LT}	W _{CT}	Modèle spécifié
Guinée Bissau	5.975**	.7139	c	.0471	2.387	a
Niger	58.13***	10.86**	b	12.64**	7.468*	b
Sénégal	.8187	.2017	a	-	-	
Togo	118.4***	8.714*	b	27.04***	3.77*	b
Bénin	33.46***	1.223	c	10.3***	2.879	c
Mali	.221	2.63	a			

Source : Les auteurs à partir des données de la BCEAO et du FMI 2018.

a= ARDL symétrique ; b= NARDL avec asymétrie de CT et de LT; c= NARDL avec asymétrie de LT.

Si nous considérons le solde courant comme variable dépendante, les résultats indiquent qu'il existe une transmission asymétrique de court et de long terme du solde primaire au solde du compte courant pour le Niger et le Togo. Donc, pour ces pays, un modèle NARDL avec asymétrie de court et de long terme sera estimé. Cependant, pour la Guinée Bissau et le Bénin, la transmission asymétrique n'existe que dans le long terme. Pour le Sénégal et le Mali, il n'existe pas de processus de transmission asymétrique ni à court ni à long terme. Par conséquent, un modèle ARDL symétrique sera estimé pour ces deux pays.

Si le solde primaire est endogène, la transmission asymétrique est acceptée pour le Togo, le Niger et le Bénin. Cependant pour la Guinée Bissau, un modèle ARDL symétrique sera estimé. Pour les

cas du Sénégal et du Mali, le test n'est pas effectué en raison du fait que l'hypothèse de cointégration ne peut être retenue si on choisit le solde budgétaire comme endogène.

En fonction des résultats de ces tests d'asymétrie de Wald, un modèle approprié est estimé pour chaque pays.

3.4. Les résultats des estimations

Le solde courant et le solde budgétaire sont pris alternativement comme variable dépendante. Les résultats sont présentés dans les tableaux 7, 8 et 9. Afin de s'assurer de leur validité, plusieurs tests de diagnostic sont effectués sur les régressions dynamiques.

Pour les modèles ARDL non linéaires, ces tests incluent ceux d'autocorrélation des séries de Portmanteau, d'hétéroscédasticité de Breusch-pagan, de spécification de Ramsey et de normalité de la distribution des résidus de Jarque-Bera. Les résultats suggèrent, pour les régressions des modèles ARDL non linéaire, que les erreurs sont non corrélées, homoscédastiques et suivent une loi normale. De même, le test Reset de Ramsey indique que les modèles sont bien spécifiés. En effet, les probabilités associées à ces tests sont supérieures à 10%. Cependant, pour le Togo, les tests de Portmanteau et de Breusch-Pagan ont des probabilités sensiblement égales à 10%.

Pour les modèles ARDL, les tests de diagnostic utilisés, en plus des tests de Ramsey et de Jarque-Bera, sont ceux de Breusch-Pagan-Godfrey et de White. Avec leurs probabilités qui sont supérieures à 10%, ils indiquent le rejet des hypothèses de corrélation des séries, d'hétéroscédasticité et de mauvaise spécification. Aussi, les tests de CUSUM carré confirment la stabilité des paramètres dans le temps (voir figure 2A).

Tableau 7 : Relation dynamique entre le solde du compte courant et le solde budgétaire

Bénin				Mali	
$y_t = SC$		$y_t = SP$		$y_t = SC$	
NARDL avec asymétrie LT		NARDL avec asymétrie LT		ARDL	
SC_{t-1}	-1.550*** (.347)	SP_{t-1}	-0.637*** (.182)	SC_{t-1}	-0.703*** (.201)
SP_{t-1}^+	.060 (.266)	SC_{t-1}^+	.945** (.359)	SP_{t-1}	-.248 (.316)
SP_{t-1}^-	.468* (.258)	SC_{t-1}^-	.808** (.311)	ΔSC_{t-1}	-.052 (.172)
ΔSC_{t-1}	.242 (.216)	ΔSP_{t-1}	.262 (.196)	ΔSP_{t-1}	.229 (.305)
		ΔSC_t^+	.830** (.410)	ΔSP_{t-2}	.315 (.277)
<i>const.</i>	-2.595 (1.847)	<i>const.</i>	-1.941 (1.707)	<i>const.</i>	-4.350*** (1.381)
L_{SP}^+	0.039	L_{SC}^+	1.484***		
L_{SP}^-	-0.301*	L_{SC}^-	-1.268**		
Test de diagnostic					
R^2 ajusté	0.38		0.58	R^2 ajusté	0.34
<i>F-Stat (prob)</i>	8.64 (0.00)		3.38 (0.01)	<i>F-Stat (prob)</i>	4.21 (0.00)
<i>Test de Port.</i>	11.65 (0.55)		9.501 (0.73)	<i>Test BG-LM</i>	0.32 (0.85)
<i>Test de BP</i>	2.197 (0.13)		0.200 (0.65)	<i>Test de white</i>	25.06 (0.19)
<i>Test de R.</i>	1.16 (0.35)		1.179 (0.34)	<i>Test de R.</i>	0.69 (0.56)
<i>Test de JB</i>	4.633 (0.10)		0.169 (0.91)	<i>Test de JB</i>	0.83 (0.95)

Source : Les auteurs à partir des données de la BCEAO et du FMI, 2018.

Tableau 8 : Relation dynamique entre le solde du compte courant et le solde budgétaire

Guinée Bissau				Sénégal	
$y_t = SC$		$y_t = SP$		$y_t = SC$	
NARDL avec asymétrie LT		ARDL		ARDL	
SC_{t-1}	-1.519*** (.386)	SP_{t-1}	-.88*** (.207)	SC_{t-1}	-.700*** (.179)
SP_{t-1}^+	-1.851** (.752)	SC_{t-1}	-.25*** (.0862)	SP_{t-1}	.492** (.185)
SP_{t-1}^-	-2.154** (.750)	ΔSP_{t-2}	.612*** (.184)	ΔSC_{t-1}	.327* (.171)
ΔSC_{t-1}	1.060*** (.353)	ΔSC_t	-.81 (.905)	ΔSP_{t-1}	-.317 (.230)
ΔSC_{t-2}	1.103*** (.323)	ΔSC_{t-2}	-.84 (.903)		
ΔSC_{t-3}	.695** (.259)				
<i>const.</i>	-15.722*** (4.537)	<i>const.</i>	-2.06** (.760)	<i>const.</i>	-5.411*** (1.449)
L_{SP}^+	-1.218***				
L_{SP}^-	1.418***				
Tests de diagnostic				Tests de diagnostic	
R^2 ajusté	0.677	R^2 ajusté	0.681	R^2 ajusté	0.280
<i>F-Stat (prob)</i>	2.45 (0.056)	<i>F-Stat (prob)</i>	6.93 (0.00)	<i>F-Stat (prob)</i>	3.92 (0.01)
<i>Test de Port.</i>	10.26 (0.50)	<i>Test BG-LM</i>	1.37 (0.24)	<i>Test BG-LM</i>	0.06 (0.93)
<i>Test de BP</i>	.03 (0.85)	<i>Test de white</i>	17.8 (0.53)	<i>Test de white</i>	30.00 (0.05)
<i>Test de R.</i>	1.15 (0.37)	<i>Test de R.</i>	0.90 (0.45)	<i>Test de R.</i>	1.17 (0.34)
<i>Test de JB</i>	0.67 (0.71)	<i>Test de JB</i>	0.08 (0.95)	<i>Test de JB</i>	2.11 (0.34)

Source : Les auteurs à partir des données de la BCEAO et du FMI, 2018.

Tableau 9 : Relation dynamique entre le solde du compte courant et le solde budgétaire

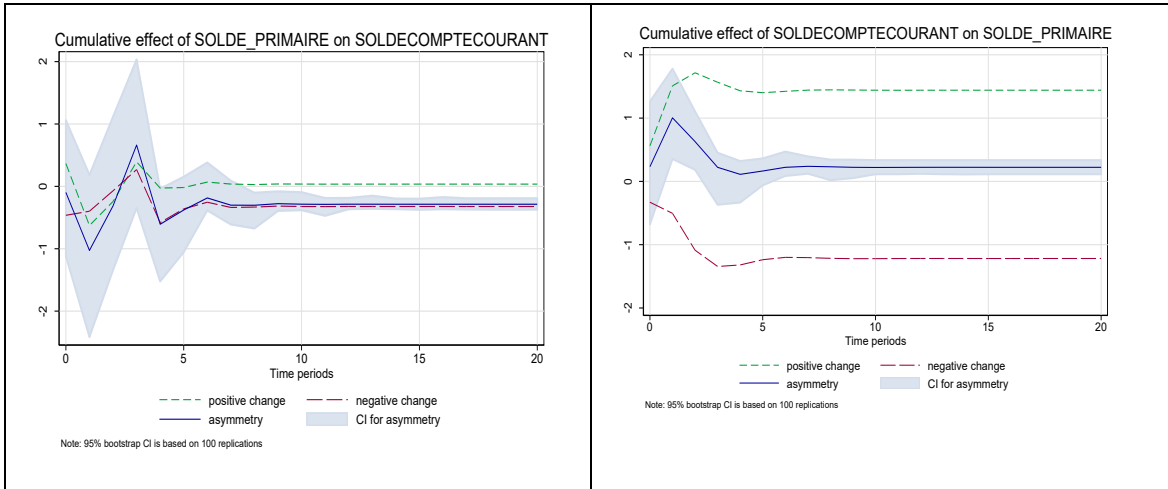
Niger				Togo			
$y_t = SC$		$y_t = SP$		$y_t = SC$		$y_t = SP$	
NARDL avec asymétrie LT et CT		NARDL avec asymétrie LT et CT		NARDL avec asymétrie LT et CT		NARDL avec asymétrie LT et CT	
SC_{t-1}	-1.120*** (.249)	SP_{t-1}	-5.216** (1.748)	SC_{t-1}	-6.986** (1.922)	SP_{t-1}	-1.245*** (.175)
SP_{t-1}^+	.121 (.448)	SC_{t-1}^+	-2.568 (1.273)	SP_{t-1}^+	-6.478** (2.189)	SC_{t-1}^+	-2.924*** (.540)
SP_{t-1}^-	.781 (.497)	SC_{t-1}^-	-1.971 (.953)	SP_{t-1}^-	-3.656** (1.305)	SC_{t-1}^-	-2.450*** (.454)
ΔSC_{t-1}	.772*** (.220)	ΔSP_{t-1}	3.34* (1.357)	ΔSC_{t-1}	4.430** (1.327)	ΔSP_{t-1}	-.244* (.129)
ΔSC_{t-2}	.477* (.254)	ΔSP_{t-2}	2.615* (1.041)	ΔSC_{t-2}	2.372** (.701)	ΔSC_t^+	.987** (.436)
ΔSC_{t-3}	.463* (.220)	ΔSC_t^+	-1.374** (.482)	ΔSC_{t-3}	1.394** (.449)	ΔSC_{t-1}^+	5.604*** (.832)
ΔSP_t^+	-.971* (.549)	ΔSC_{t-2}^+	-1.65** (.578)	ΔSP_t^+	-1.951* (.845)	ΔSC_{t-2}^+	4.969*** (1.012)
ΔSP_t^-	3.040*** (.570)	ΔSC_{t-3}^+	-1.922* (.715)	ΔSP_{t-1}^+	3.319* (1.244)	ΔSC_{t-3}^+	2.497* (.782)
ΔSP_{t-1}^-	1.095* (.551)			ΔSP_{t-2}^+	-5.438** (1.797)	ΔSC_t^-	-1.40*** (.326)
				ΔSP_t^-	2.089** (.803)	ΔSC_{t-2}^-	1.877*** (.413)
				ΔSP_{t-1}^-	7.19** (2.517)	ΔSC_{t-3}^-	2.412*** (.623)
<i>const.</i>	1.109 (1.498)	<i>const.</i>	4.061 (2.284)	<i>const.</i>	-5.139 (7.828)	<i>const.</i>	-10.708*** (2.290)
L_{SP^+}	0.108	L_{SC^+}	-0.492**	L_{SP^+}	-0.927***	L_{SC^+}	-2.349***
L_{SP^-}	-0.698*	L_{SC^-}	0.378**	L_{SP^-}	0.523***	L_{SC^-}	1.968***
Tests de diagnostic				Tests de diagnostic			
R^2 ajusté	0.639		0.759		0.430		0.842
<i>F-stat (prob)</i>	5.35 (0.001)		4.75 (0.07)		1.90 (0.028)		9.71 (0.000)
<i>Test de port.</i>	8.42 (0.75)		14.02 (0.23)		18.12 (0.07)		6.41 (0.84)
<i>Test de BP</i>	0.24 (0.62)		0.08 (0.77)		3.02 (0.08)		2.73 (0.10)
<i>Test de R.</i>	1.63 (0.23)		26.63 (0.14)		0.54 (0.14)		1.50 (0.29)
<i>Test de JB</i>	1.14 (0.56)		2.11 (0.34)		1.23 (0.53)		0.87 (0.64)

Source : Les auteurs à partir des données de la BCEAO et du FMI, 2018.

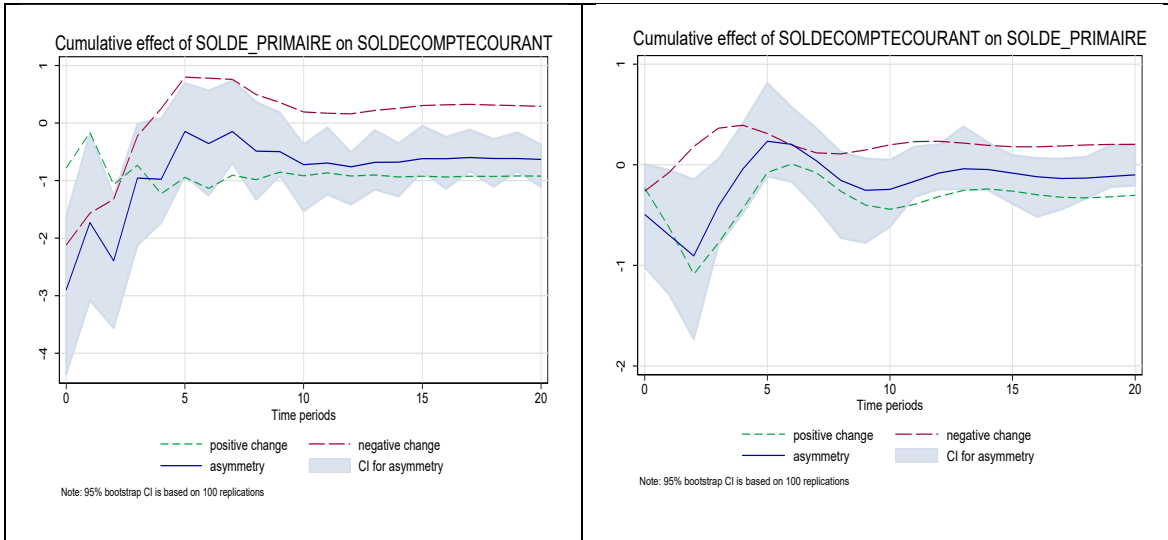
Notes : erreurs standards entre parenthèses. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$. Test de port, Test de BP, Test de R., Test de JB, Test BG-LM représentent respectivement le test de portmanteau d'autocorrélation des résidus, le test d'hétéroscédasticité de Breusch-pagan, le test de spécification de Ramsey, le test de normalité de la distribution des résidus de Jarque-Bera et le test d'autocorrélation de Breusch-Pagan-Godfrey.

Figure 1 : Effets cumulatifs des chocs sur les soldes des comptes courant et budgétaire

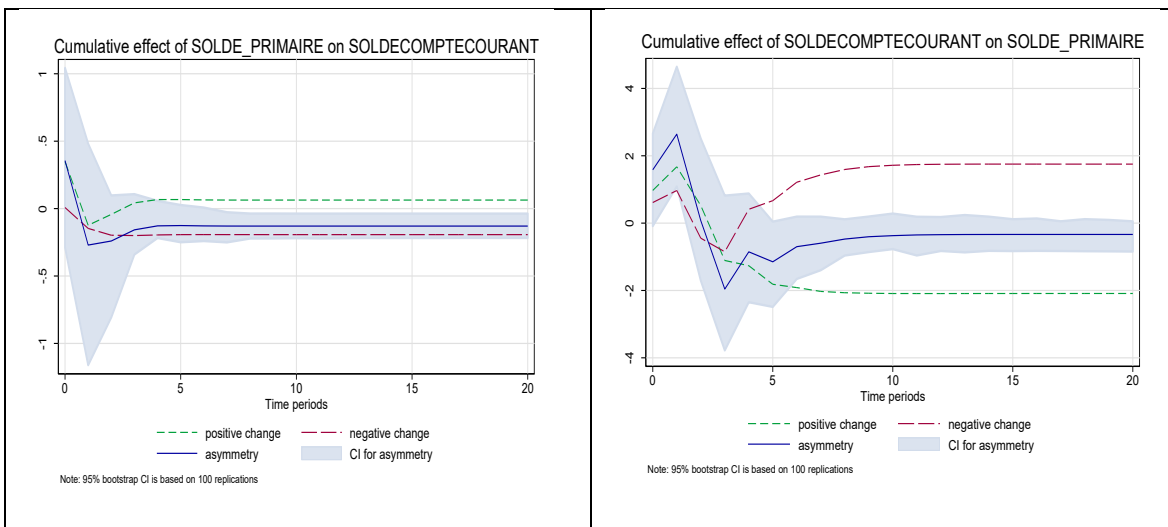
Bénin



Niger



TOGO



Source : Les auteurs à partir des données de la BCEAO et du FMI, 2018

Dans toutes les régressions, le coefficient d'ajustement est négatif et significatif au seuil de 1% sauf pour le Niger et le Togo où il est significatif au seuil de 5% lorsque l'on considère respectivement le solde primaire et le solde courant comme endogène ; ce qui valide l'adéquation du modèle à correction d'erreurs. En effet, ils montrent qu'il y'a un mécanisme correctif de retour à l'équilibre dès qu'il est perturbé.

Si nous considérons le solde courant comme endogène, pour le Bénin et la Guinée Bissau, la transmission asymétrique n'existe qu'à long terme. Plus précisément, à long-terme, les coefficients de la composante positive et négative du solde primaire sont statistiquement différents. Pour le Bénin, une détérioration de 1% du solde budgétaire réduit le solde courant de 0.30%. Par contre, l'impact d'une amélioration du solde budgétaire est non significatif. Le solde courant est ainsi moins sensible à l'amélioration du solde budgétaire, ce que nous pourrions interpréter comme une rigidité du solde courant à la hausse.

Concernant la Guinée-Bissau, une augmentation du solde primaire de 1% induit une diminution du solde courant de 1.22%. Par contre, une diminution du solde primaire de 1% induit une augmentation du solde courant de 1.42%. Ces résultats montrent que les deux soldes sont plutôt divergents. C'est aussi le cas du Togo où une augmentation et une diminution de 1% du solde primaire provoquent respectivement une détérioration de 0.93% et une amélioration de 0.52% du solde courant. Ce résultat est contraire à celui trouvé par Diarra (2014).

Pour le Niger, les transmissions asymétriques du solde primaire au solde courant existent aussi bien à court qu'à long terme. A long terme, une augmentation du solde primaire de 1% ne provoque pas une amélioration significative du solde courant. Cependant, une diminution de ce même solde de 1% induit une détérioration significative du solde courant de 0.70%. Donc, pour le Niger, contrairement aux résultats de Diarra (2014), l'hypothèse de déficits jumeaux peut être retenue. Il s'y ajoute que le solde courant est rigide à la hausse lorsque le solde budgétaire s'améliore (l'impact de la composante positive du solde primaire n'est pas significatif).

Ces résultats sont renforcés par l'examen du graphique (figure 1). En effet, nous observons une réponse positive et immédiate du solde du compte courant à un choc positif du solde budgétaire au Niger. Toutefois, l'effet commence à s'atténuer dès la deuxième année qui suit le choc pour ensuite s'amortir avec le temps. Le solde du compte courant retrouve sa situation initiale qui devient stable vers la huitième année après le choc. De ces résultats, il ressort clairement que l'hypothèse des déficits jumeaux basée sur les développements de Mundell (1962) et Fleming (1963) est vérifiée dans le cas du Niger bien que, la réponse du solde budgétaire à un choc positif le solde courant soit négative.

Pour le Sénégal, où un modèle ARDL symétrique semble plus approprié, nous observons qu'une augmentation de 1% du solde primaire induit une progression significative au seuil de 5% du solde courant de 0.49%. Ce résultat est conforme à celui de Diarra (2014).

Nous pouvons ainsi retenir qu'au Bénin, au Niger et au Sénégal, si le solde courant est endogène, les résultats confirment l'hypothèse des déficits jumeaux. L'impact du solde primaire sur le solde courant pourrait passer, dans ces pays, par le canal de la demande intérieure étant donné que le canal du taux de change réel semble moins plausible, compte tenu de la structure des exportations de ces pays. Pour le cas du Mali, la causalité du solde budgétaire vers le solde courant est non significative.

En considérant la relation allant du solde courant au solde primaire, un modèle ARDL semble plus approprié pour le cas de la Guinée-Bissau. Les résultats suggèrent qu'à long terme, une

amélioration du solde courant de 1% induit une détérioration significative, au seuil de 1%, du solde primaire de 0.32%.

Pour le Togo où un modèle NARDL avec asymétrie de long et de court terme semble plus adapté, nous observons qu'une variation positive de 1% du solde courant dégrade le solde primaire de 0.93%. A l'inverse, une variation négative de 1% du solde courant améliore le solde primaire de 0.52%. L'analyse de la figure 1 permet de constater qu'un choc positif sur le solde budgétaire au Togo détériore immédiatement la situation du solde du compte courant. Cependant, l'effet négatif sur le solde du compte courant finit par s'atténuer durant la deuxième année suivant le choc avant de s'amortir les années suivantes. Par ailleurs, la réponse du solde budgétaire à un choc positif du compte courant est négative à court terme avec des effets négatifs qui perdurent dans le temps. L'hypothèse des déficits jumeaux est rejetée dans le cas du Togo. En effet, les soldes budgétaire et courant évoluent en sens opposé contrairement aux prédictions théoriques de Mundell (1962) et Fleming (1963).

Pour le Bénin, où les asymétries n'existent qu'à long-terme, une appréciation de 1% du solde courant, améliore le solde budgétaire de 1.48% et une détérioration de 1% réduit le solde budgétaire de 1.29%. Les coefficients des composantes positives et négatives du solde budgétaire sont significatifs à 1% et 5%.

Dans le même sillage, l'analyse graphique (figure 1) révèle qu'au Bénin, un choc positif sur le solde budgétaire a un effet sur le solde courant qui évolue en dent de scie à court terme avant de devenir légèrement supérieur à zéro à moyen et long terme. De même, la réponse du solde courant à une impulsion négative du solde budgétaire est négative à moyen et long terme. Globalement, l'analyse des chocs sur le solde primaire montre que l'hypothèse des déficits jumeaux est vérifiée au Bénin.

Une amélioration du solde du compte courant entraîne immédiatement une amélioration du solde budgétaire sur une période de 2 ans. L'effet commence à se réduire à partir de la troisième année avant de se stabiliser à un excédent de moins de 2% à la cinquième année qui suit le choc. Parallèlement, un choc négatif sur le solde du compte courant entraîne immédiatement une dégradation du solde budgétaire qui perdure dans le temps. Ainsi, quel que soit le type de choc, l'hypothèse des déficits jumeaux est vérifiée au Bénin. Ces résultats sur le Bénin montrent que la corrélation positive des déficits budgétaire et courant est bidirectionnelle.

Pour la côte d'Ivoire, où les variables sont stationnaires à niveau et le Burkina-Faso où il n'y a pas de cointégration entre les soldes courant et budgétaire, un VAR simple est estimé. A la suite de cette estimation nous déroulons un test simple de causalité de Granger. Les résultats sont présentés dans le tableau 10. Ils montrent que l'hypothèse nulle ne peut être rejetée. Les probabilités sont largement supérieures à 5%. Par conséquent on peut soutenir qu'il n'existe pas de causalité entre le solde budgétaire et le solde courant dans le cas de ces pays. Ce résultat semble être conforme à l'hypothèse d'équivalence ricardienne. Une réduction des déficits budgétaires dans ces pays ne semble pas affecter le solde du compte courant.

Tableau 10 : Test de causalité de Granger

Pays	Hypothèse nulle	χ^2	P-value
Côte d'Ivoire	$SC \nrightarrow SP$.88236	0.643
	$SP \nrightarrow SC$	3.9453	0.139
Burkina-Faso	$SC \nrightarrow SP$.882	0.643
	$SP \nrightarrow SC$.743	0.690

Source : Les auteurs à partir des données de la BCEAO et du FMI, 2018.

CONCLUSION

L'objectif de ce papier était d'examiner la relation dynamique entre les déficits du compte courant et budgétaire dans la zone UEMOA. Nous avons pris en compte les changements structurels dans les séries. En effet, ces derniers sont susceptibles de modifier les résultats des tests de stationnarité, de cointégration et d'entraîner une asymétrie dans la relation dynamique entre le solde du compte courant et le solde budgétaire.

En considération de ces aspects, nous avons utilisé la méthodologie suggérée par Zivot et Andrews (1992) pour vérifier la stationnarité des variables et déterminer de manière endogène les dates de ruptures dans chaque pays. Ensuite, des tests de cointégration asymétrique et des tests d'asymétrie de Wald sont effectués, pour enfin choisir en fonction des résultats un modèle ARDL ou NARDL avec asymétrie de long et/ou de court terme.

Les résultats révèlent une hétérogénéité de la relation entre le solde du compte courant et le solde budgétaire dans la zone UEMOA. En effet, cette relation est asymétrique à long-terme dans les pays comme le Bénin, le Niger, la Guinée Bissau et le Togo. Plus précisément, si nous considérons le solde du compte courant comme endogène, l'impact d'une hausse du solde budgétaire est différent en valeur absolue de celui d'une baisse.

Cependant, la relation entre le solde du compte courant et le solde budgétaire est symétrique dans les pays comme le Sénégal et le Mali. Pour la Côte d'Ivoire et le Burkina-Faso, les résultats ne permettent pas de confirmer l'existence d'une relation de long-terme entre les deux soldes. Par ailleurs, ils sont en faveur de l'hypothèse keynésienne pour le Bénin, le Togo et le Sénégal. Pour la Guinée-Bissau, les résultats montrent plutôt une divergence des deux soldes.

En somme, nos résultats apportent des informations utiles dans le débat sur la relation entre le solde du compte courant et le solde budgétaire. Ils remettent en cause la définition de règles communes pour la gestion des déficits budgétaires en perspective d'une maîtrise des déficits du compte courant. L'identification des asymétries interpelle les autorités sous-régionales sur la définition des politiques plus efficaces pour faire face et éventuellement mieux contrôler les déséquilibres budgétaires et du compte courant.

En termes de perspectives, avec le projet de monnaie unique dans la CEDEAO, il serait pertinent d'élargir le champ d'investigation aux pays de la Zone Monétaire Ouest Africaine (ZMOA).

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- Alexander, S.S. (1952).** Effects of Devaluation on the Trade Balance. *IMF Staff Papers*, 2 (2), 263-278.
- Algieri, B. (2013).** An empirical analysis of the nexus between external balance and government budget balance: The case of the GIIPS countries. *Economic Systems* 37, 233–253.
- Amine, B.M., et Kamel, R. (2022).** Hypothèse des déficits jumeaux : vérification empirique dans le cas de l'Algérie. *Revue Algérienne de Finances Publiques*. Vol 12, N° 02(2022), P 220_ 236.
- Barro, R.J. (1989).** The Ricardian approach to budget deficits. *The Journal of Economic Perspectives*, 3 (2), 37-54.
- Bispham, J. A. (1975).** The New Cambridge and “Monetarist” Criticisms of “Conventional” Economic Policy-Making. *National Institute Economic Review*, 74(1), 39–55. <https://doi.org/10.1177/002795017507400104>
- Bouthevillain, C., et Schalck, C. (2007).** Quels indicateurs budgétaires pour quels objectifs de politique économique ? *Bulletin de la Banque de France, Banque, issue* 168, 53-68.
- Chihi, F., et Normandin, M. (2013).** External and budget deficits in some developing countries. *Journal of International Money and Finance*, 32, 77-98.
- Clemente, J., Montanes, A., et Reyes, M. (1998),** Testing for a unit root in variables with a double change in the mean, *Economics Letters*, 59(2), 175-182.
- Diarra, M. (2014).** L'hypothèse des déficits jumeaux : une évaluation empirique appliquée aux pays de l'UEMOA. *Revue Economique et Monétaire* N° 15, BCEAO.
- Dupuy, M., et Lacueille, S. (2020).** Le retour des déficits jumeaux américains. *Revue d'économie financière*, N° 137, p. 339-357. DOI : 10.3917/ecofi.137.0339. URL : <https://www.cairn.info/revue-d-economie-financiere-2020-1-page-339.htm>.
- Ebi, B. O., et Ubi, P. S. (2016).** Oil Revenue and the Twin Deficit Hypothesis in Nigeria. *SSRG International Journal of Economics and Management Studies, SSRGI-JEMS*. Volume 3, Issue 5, pp. 106-114.
- Falk, B. (1986).** Further evidence on the asymmetric behavior of economic time series over the business cycle. *Journal of Political Economy* 94, 1069–1109.
- Fleming, J.M. (1962).** Domestic Financial Policies under Fixed and under Floating Exchange Rates. *International Monetary Fund Staff Papers*, 9 (3), 369-379.
- Godley, M.M. W., et Cripps, F. (1974).** Budget deficit and Demand Management. *The Times*, 23-24/01/1974.
- Granger, C. W. J. (1969).** Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica*, Vol. 37, No. 3, pp. 424-438.
- Granger, C.W.J., et Yoon, G. (2002).** Hidden cointegration. *Working Paper* No. 2002-02. University of California, San Diego.

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

Heba, E. H (2018). The twin deficit hypothesis in Egypt. *Journal of Policy Modeling* 328–349. Available online at www.sciencedirect.com

Hussain, I., Hayat, U., Alam, M. S., et Khan, U (2023). Dynamic Analysis of the Twin-Deficit Hypothesis : the Case of a Developing Country. *Asia-Pacific Financial Markets*, 1-28. <https://doi.org/10.1007/s10690-023-09405-y>.

Kwame, A. N. (2013). Dynamics of Ghana's Twin-Deficits : Causality, Transmission Channels and Potential Threat. Disponible sur SSRN: <http://ssrn.com/abstract=2289494>

Lau, E., et Baharumshah, A.Z. (2004). On the twin deficits hypothesis : Is Malaysia different? *Pertanika Journal of Social Sciences and Humanities* 12 (2), 87-100.

Litsios, I., et Pilbeam, K. (2017). An empirical analysis of the nexus between investment, fiscal balances and current account balances in Greece, Portugal and Spain. *Economic Modelling*, *journal homepage* : www.elsevier.com/locate/econmod.

Mundell, R.A. (1963). Capital Mobility and Stabilization Policy under Fixed and Flexible Exchange Rates. *The Canadian Journal of Economics and Political Science*, 29 (4), 475-485.

Neftci, S. (1984). Are economic time series asymmetric over the business cycle? *Journal of Political Economy* 92, 307–328.

Nickel, C., et Tudyka, A. (2014). Fiscal Stimulus in Times of High Debt : Reconsidering Multipliers and Twin Deficits. *Journal of Money, Credit and Banking*. 46 (7), 1313-1344.

Normandin, M. (2011). Déficit extérieur et budgétaire : jumeaux, petits cousins ou parfaits étrangers ? *L'actualité économique*, Vol. 87, N°4, pp. 407-443.

Omaniya, O.S., Olasunkanmi, O., et Babatunde, O.A. (2012). Empirical analysis of twin deficits in Nigeria. *International Journal of Management and Business Studies*; 2(3), 38-41.

Pesaran, M., et Shin, Y. (1999). An Autoregressive Distributed-Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis. *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century : The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, 1-34.

Pesaran, M.H., Shin, Y., et Smith, R. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *J. Appl. Econ.* 16, 289–326.

Pesaran, M.H., Shin, Y., et Smith, R.J. (1996). Testing for the Existence of a Long-Run Relationship. *DAE Working Papers Amalgamated Series*, No. 9622, University of Cambridge.

Rahman, M., et Mishra, B. (1992). Cointegration of U.S. Budget and Current Account Deficits : Twins or Strangers ? *Journal of Economics and Finance*, 16(2), pp. 119-127.

Schorderet, Y. (2003). Asymmetric cointegration. *Working Paper* No 2003.01. Department of Econometrics, University of Geneva, Geneva.

Shastri, S., Giri, A. K., et Mohapatra, G. (2017). Assessing the triple deficit hypothesis for major south asian countries : a panel data analysis. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 2017, 7(4), 292-299. available at [http : www.econjournals.com](http://www.econjournals.com)

Shin, Y., Yu, D., et Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework. *In Festschrift in Honor of Peter Schmidt*, 281–314. Springer.

Summers, L.H. (1988). Tax Policy and International Competitiveness. Frankel, J. (Ed.): *International Aspects of Fiscal Policies (NBER conference report)*, Chicago : Chicago University Press, 349-375.

Toda, H.Y., et Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector auto regressions with possibly integrated processes. *J. Econ.* 66, 225–250.

Trachanas, E., et 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. *Econ. Model.* 31, 502–510.

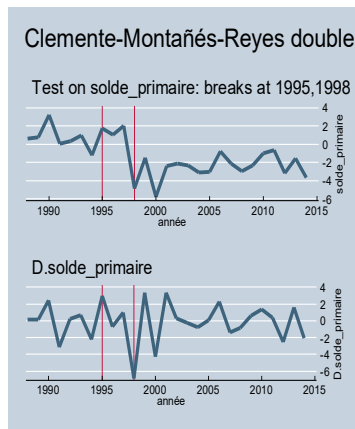
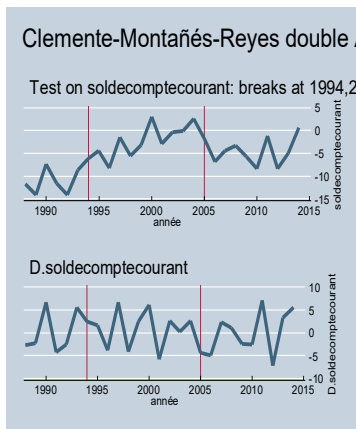
Winner, L. E., (1993). The Relationship of the Current Account Balance and the Budget Balance. *American economist*, 37(2), pp. 78-84.

Zivot, E., et Andrews, D. (1992). Further evidence of great crash, the oil price shock and unit root hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 251-2.

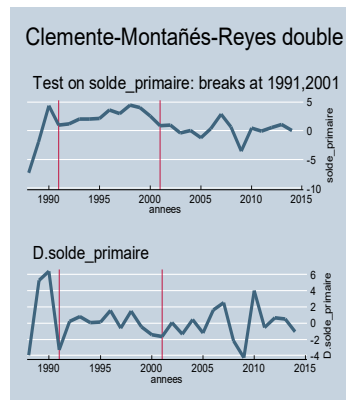
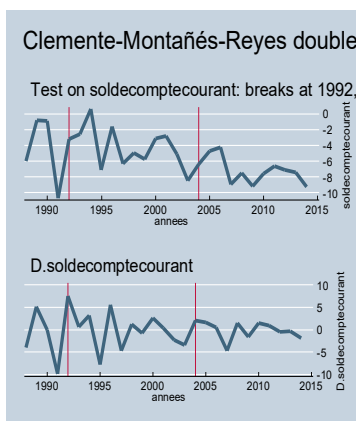
ANNEXES

Figure 1A : test de Clemente-Montanes-Reyes

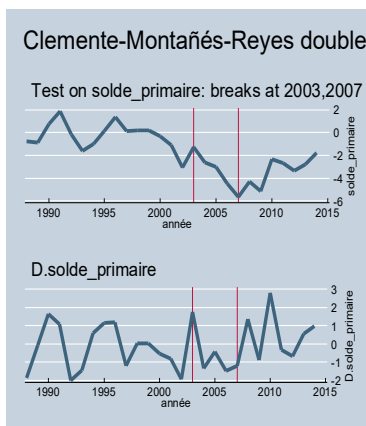
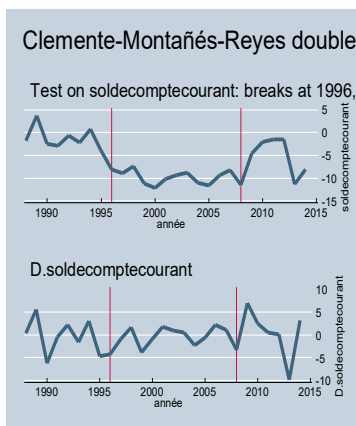
Guinée Bissau



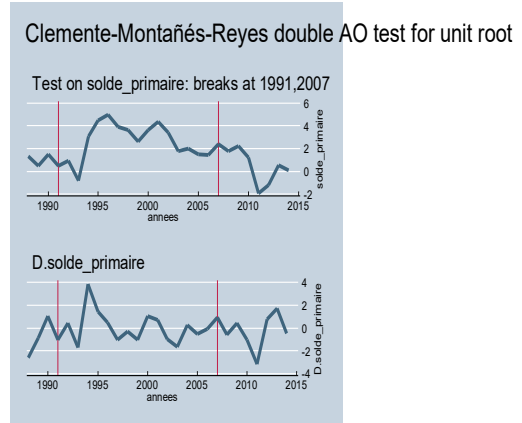
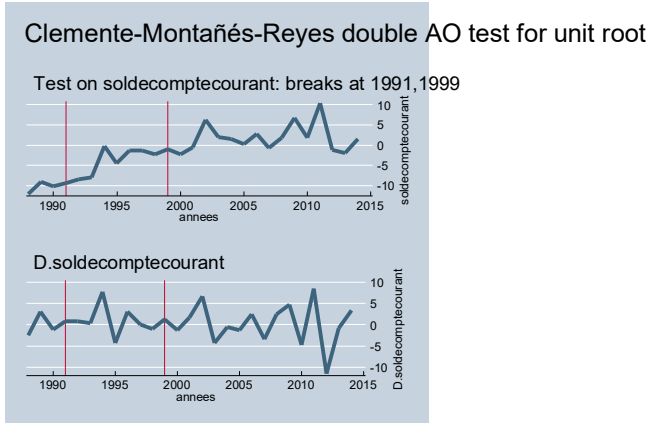
Bénin



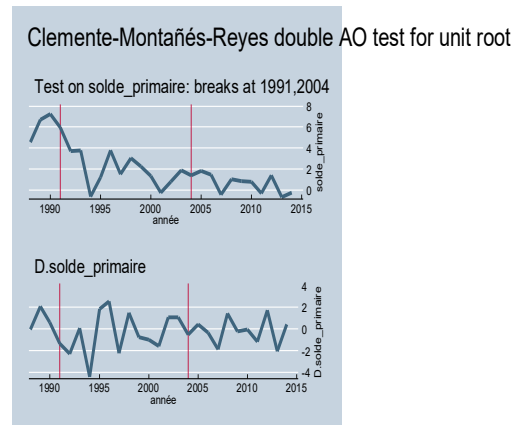
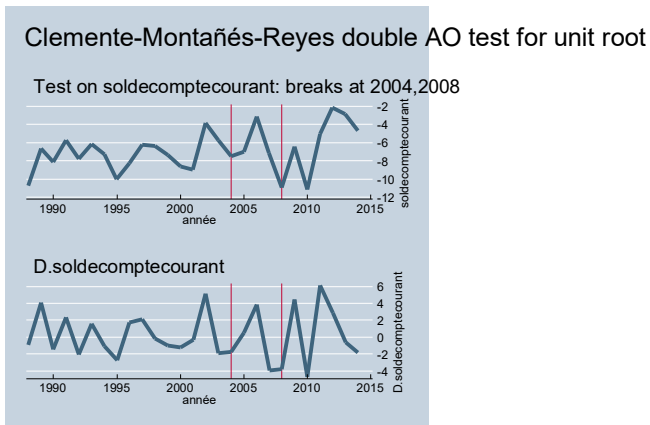
Burkina Faso



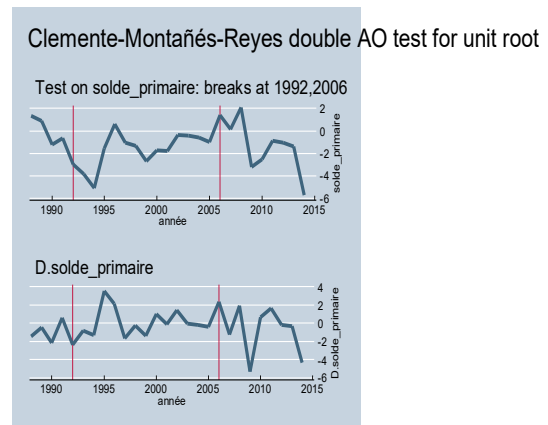
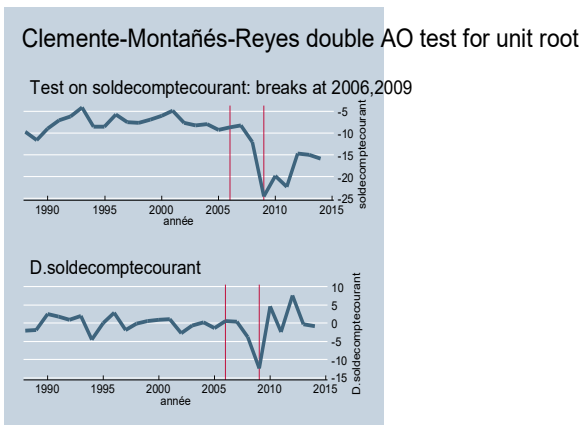
Côte d'ivoire



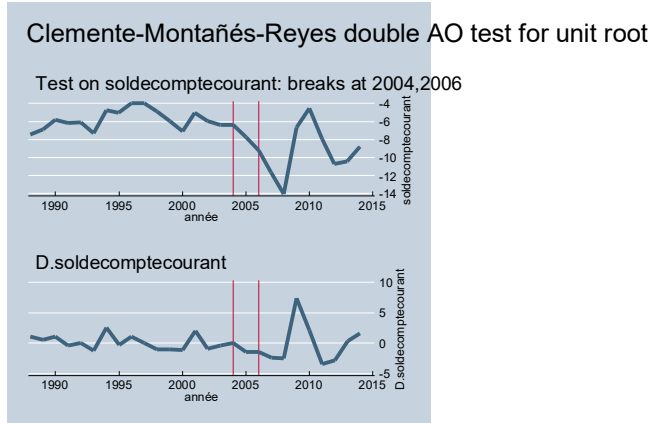
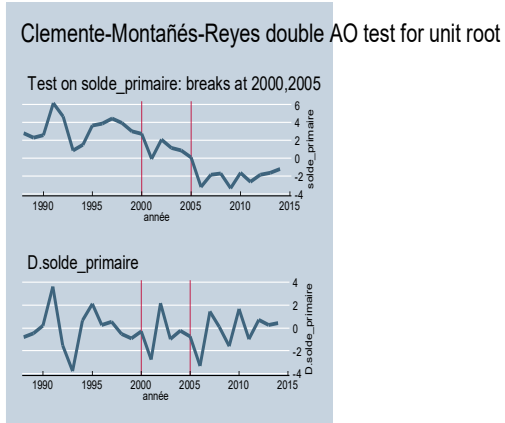
Mali



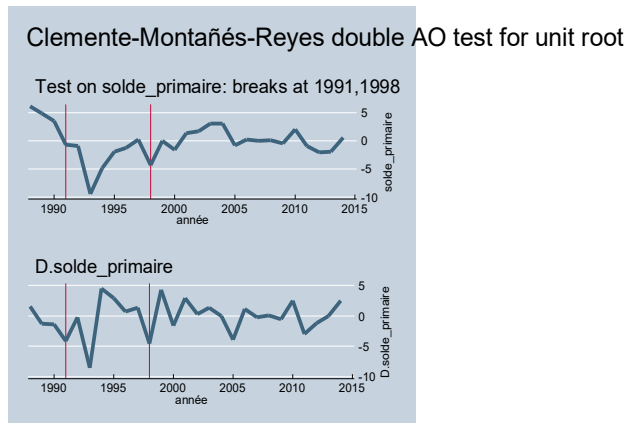
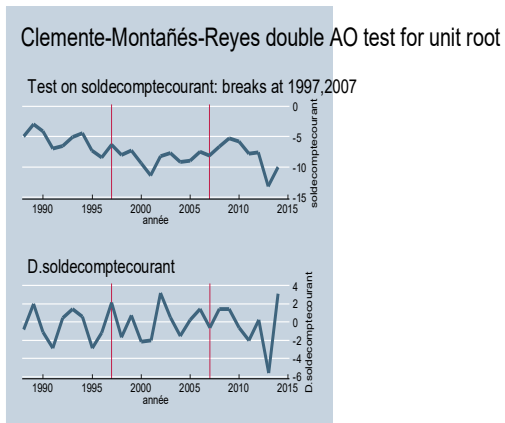
Niger



Sénégal



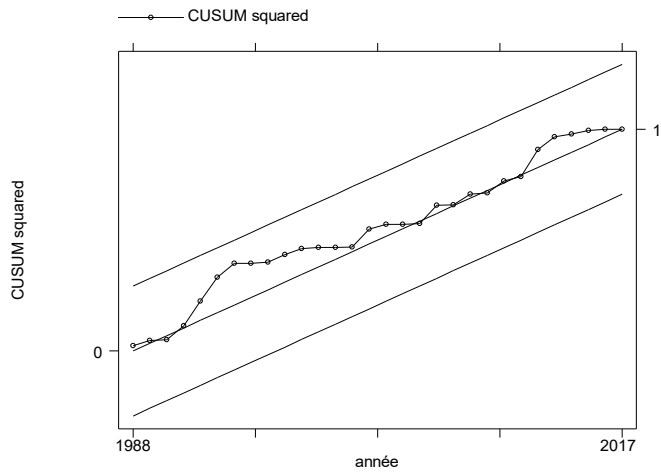
Togo



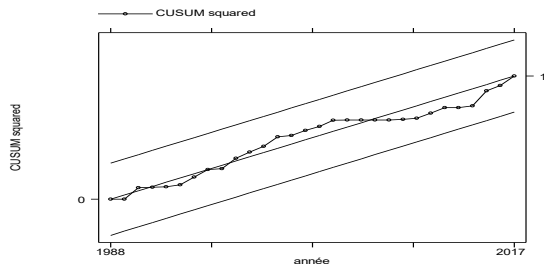
Source: Les auteurs à partir des données de la BCEAO et du FMI, 2018

Figure 2A : Test de stabilité des modèles ARDL

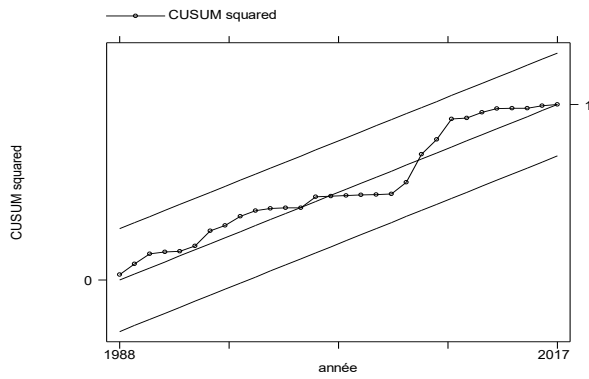
Mali



Guinée Bissau



Sénégal



Source: Les auteurs à partir des données de la BCEAO et du FMI, 2018

NOTE AUX AUTEURS

Publication des études et travaux de recherche dans la Revue Economique et Monétaire 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

- a) 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.
- b) 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.
- c) 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.
- d) L'article doit reposer sur une approche scientifique et méthodologique rigoureuse, cohérente, et pertinente, et des informations fiables.
- e) Il doit être original ou apporter des solutions originales à des questions déjà traitées.
- f) 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.
- g) 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.
- h) Les articles peuvent être rédigés en français ou en anglais, et doivent comporter deux résumés en français et en anglais.

- i) Le projet d'article doit être transmis à la Direction en charge de la Recherche par courrier électronique, en utilisant les logiciels Word pour les textes et Excel pour les tableaux, ou autres logiciels compatibles, aux adresses : rem@bceao.int et courrier.zdrp@bceao.int.

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

II - PRESENTATION DE L'ARTICLE

- a) Le volume de l'article imprimé en recto uniquement ne doit pas dépasser une trentaine de pages, annexes non compris (caractères normaux, police arial, taille 10,5 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).
- b) 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 et ses fonctions ;
 - ✓ un résumé en anglais de l'article (500 mots maximum) ;
 - ✓ un résumé en français (500 mots maximum).
- c) 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).



BCEAO

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

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