

Convergence budgétaire et synchronisation des cycles dans l'UEMOA

Fiscal convergence and synchronization of cycles in WAEMU

BAMBA Youssouf

Doctorant

UFR des Sciences Économiques et Gestion

Université Félix Houphouët-Boigny

Côte d'Ivoire

Date de soumission : 30/07/2025

Date d'acceptation : 07/09/2025

Pour citer cet article :

BAMBA. Y. (2025) « Convergence budgétaire et synchronisation des cycles dans l'UEMOA », Revue Française d'Economie et de Gestion « Volume 6 : Numéro 9 » pp :550 - 573.

Author(s) agree that this article remain permanently open access under the terms of the Creative Commons

Attribution License 4.0 International License



Résumé

Cette étude a pour objectif d'analyser l'influence des mutations institutionnelles sur la synchronisation des cycles d'activité, dans les pays de l'UEMOA de 2000 à 2020, en se concentrant sur la convergence budgétaire. Elle fait une analyse économétrique de la relation entre la convergence des soldes budgétaires globaux, dons compris et la corrélation des taux de croissance du PIB réel, à partir de la méthode des *Pooled Mean Group*. Les résultats indiquent que la réduction des écarts de soldes budgétaires globaux entraîne une hausse de la corrélation des taux de croissance réels. Les autorités communautaires devraient donc mettre en place un mécanisme pour faciliter le respect du critère du solde budgétaire global. Ce mécanisme pourrait consister en une prime aux pays vertueux, qui dépendra du niveau de déficit observé mais aussi du coût de l'effort.

Mots clés : Intégration Économique; Zone Monétaire Optimale; Données de panel; Convergence budgétaire; Synchronisation des cycles.

Abstract

The aim of this study is to analyze the impact of institutional changes on the synchronization of business cycles, in WAEMU from 2000 to 2020, focusing on fiscal convergence. It conducts an econometric analysis of the relationship between the convergence of overall budget balances, including donations, and the correlation of real GDP growth rates, using the Pooled Mean Group method. The results show that compliance with the key criterion of the convergence and stability pact, which is reflected in the reduction of gaps in the overall budget balance, leads to an increase in the correlation of real growth rates. Therefore, community authorities should establish a mechanism to facilitate compliance with the overall fiscal balance criterion. This mechanism could consist of a reward scheme for virtuous countries, based on observed deficit level as well as the cost of effort.

Keywords : Economic Integration; Optimal Currency Area; Multilateral; Panel Data; Fiscal convergence; Synchronization of cycles.

Introduction

L'intégration économique repose sur un ensemble d'étapes qui débouchent généralement sur l'Union Monétaire ou l'Union Economique et Monétaire (Balassa, 1961). Ce processus nécessite la définition de critères avant la mise en place de la monnaie unique (Gammadigbe et *al*, 2018). Dans ce cas, seul, le respect des critères permet l'accession à l'union monétaire.

La définition des critères de convergence est fondée sur l'hypothèse qu'elle permet d'assurer la soutenabilité de l'union économique. Elle constitue donc un facteur incitatif pour les potentiels candidats qui seraient priés de se conformer aux règles exigées (Benassy-Quéré et *al*, 1993; Bourguinard, 1999; Buti et *al*, 2002; Manasse, 2015; Kebalo et Zouri, 2021).

À l'opposé, l'intégration dans la plupart des communautés économiques africaines répond à un autre schéma qui consiste à créer des zones puis définir des règles. C'est le cas des pays de l'Union Economique et Monétaire Ouest-Africaine (UEMOA). Ce n'est qu'avec les réformes des années 1990 qu'un mécanisme de surveillance multilatérale a été mis en place dans cette zone : il s'agit du Pacte de Convergence, de Stabilité, de Croissance et de Solidarité (PCSCS). Le pacte devait renforcer la convergence des économies, conforter la stabilité macroéconomique et approfondir la solidarité entre les États membres (UEMOA, 1999).

Toutefois, après plus de deux décennies de fonctionnement, les résultats restent mitigés. La plupart des études réalisées montrent que les chocs demeurent asymétriques tandis que les cycles réels sont faiblement corrélés. En outre, les mécanismes d'ajustement pointés par la théorie des zones monétaires optimales n'existent pas ou sont très limités (Tadenyo, 2021; Dedehouanou, 2009).

Malgré ces limites, certains travaux soulignent que l'UEMOA se démarque des autres communautés régionales d'Afrique sub-saharienne, au niveau des résultats macroéconomiques, avant et après l'instauration de la surveillance multilatérale (Guillaumont et *al*, 1988; Elbadawi et Majd, 1992; N'Kodia, 2011; Tanimoune, 2011; Bakoup et N'doye, 2016). En effet, les pays de la zone ont des niveaux d'inflation bas, des déficits budgétaires moins élevés, amortissent mieux les chocs internationaux communs et ont un niveau de commerce intra-régional relativement développé, comparativement aux autres communautés régionales en Afrique, exceptée la Zone Monétaire de l'Afrique Australe (SADC).

Ce paradoxe entre résultats mitigés et succès relatif amène à s'interroger sur les effets de la surveillance multilatérale. Dans la mesure où le pacte de convergence de l'UEMOA érige le déficit budgétaire en critère clé, nous pensons qu'il est important de s'intéresser à son rôle dans l'influence des mutations sur la corrélation des cycles réels. L'analyse de la relation est encore

justifiée par certaines études qui indiquent un effet des normes communautaires sur la convergence des déficits budgétaires (Diarra, 2016 et Gammadigbe et *al*, 2018). Une question centrale se pose, dès lors : la convergence budgétaire favorisée par la surveillance multilatérale entraîne-t-elle la synchronisation des cycles réels dans l'UEMOA? Il s'agirait alors d'identifier un mécanisme d'ajustement alternatif aux taux de change dans la zone UEMOA.

La présente étude se veut une contribution au débat sur l'optimalité de la zone UEMOA. Elle s'inscrit dans le prolongement des travaux de Darvas et *al* (2005) et N'diaye et *al* (2019) et pourrait constituer une justification à la mise en place des critères de convergence dans la zone UEMOA ou au contraire confirmer les travaux antérieurs qui pointent l'incapacité de la surveillance multilatérale à assurer l'optimalité de la zone UEMOA. À notre connaissance, elle est la première du genre, dans la zone UEMOA. En effet, la majorité des travaux sur le dispositif de surveillance multilatérale se concentrent sur la convergence des valeurs nominales ou la capacité du dispositif à favoriser les performances économiques. Un autre apport de notre travail se situe au niveau méthodologique dans la mesure où il utilise l'économétrie des données de panels contrairement aux autres études qui utilisent les modèles VAR et SVAR pour déterminer la nature des chocs dans un modèle Offre Agrégée-Demande Agrégée.

Le travail présente, d'abord une revue de littérature sur la relation entre la convergence budgétaire et la synchronisation des cycles économiques; ensuite, la méthodologie utilisée et enfin les résultats. La conclusion et les recommandations de politiques économiques permettent de terminer.

1. Revue de littérature

1.1. Les externalités des politiques budgétaires décentralisées

Beetsma et Bovenberg (1999) sont à l'origine de la prise en compte des externalités des politiques budgétaires décentralisées dans une union monétaire. Les auteurs soutiennent que le recours excessif à l'endettement par les autorités dans le cadre de la politique budgétaire génère des externalités négatives sur la politique monétaire commune. Ces externalités négatives se manifestent de trois principales façons. D'abord, le recours à l'endettement surtout à travers l'emprunt obligataire peut conduire à un effet d'éviction sur l'investissement privé. Ensuite, les gouvernements concernés peuvent faire pression sur la banque centrale commune pour monétiser la dette, contribuant à augmenter l'inflation générale. Enfin, l'inflation peut conduire à la baisse de la crédibilité de la banque centrale. Les auteurs suggèrent donc de mettre en place des règles d'endettement afin d'internaliser des externalités. En effet, ces règles relatives à la politique budgétaire devraient contribuer à rapprocher les performances nominales des pays et

favoriser la convergence budgétaire. On retrouve cette analyse chez De Grauwe (2018) et Ecalte (2018). Dans son analyse des avantages et coûts d'une monnaie unique, De Grauwe (2018) montre la nécessité de mettre en place des règles budgétaires. Cependant, il plaide pour le renforcement de la solidarité, notamment par la mise en place d'une union bancaire et d'une union budgétaire. Sur la même lancée, Ecalte (2018) analyse la pertinence du PCS européen et soutient que les limites imposées par le Pacte de Stabilité même si elles peuvent être dépassées sans réelles sanctions, sont nécessaires car elles permettent de fixer des orientations ayant un minimum de crédibilité et coordonner les décisions budgétaires, tant entre les États membres dans une union monétaire qu'entre les différentes administrations publiques et gestionnaires au sein de chaque État.

Cependant, force est de reconnaître que ces travaux présentent les externalités positives du respect des règles alors que le respect des règles lui-même est problématique dans les unions monétaires. Plusieurs études montrent que la plupart des pays qui sont sous règles dans les unions monétaires ne respectent pas les critères relatifs aux finances publiques, principalement le critère du déficit budgétaire (Jamet et Krumbmüller 2004 ; Avom, 2007). L'analyse même pour les zones monétaires les plus intégrées montre la difficulté à respecter les règles. On peut le constater facilement dans l'UE pour la Grèce avec le gouvernement de Kostas Karamanlis¹. Les pays de l'UEMOA n'échappent pas à ce constat. Ces pays ont eu du mal à respecter les critères mis en place en Décembre 1999. Cette situation a entraîné quatre (4) reports de la phase de convergence (2003, 2005, 2010, 2013). Cela est même reconnu par l'acte additionnel numéro 01/2015/CCEG/UEMOA qui a procédé à des modifications dans le dispositif de surveillance. Diarra (2016) affirme que le nombre de pays ayant respecté en même temps l'ensemble des critères de premier rang n'a presque jamais dépassé deux par an sur la période 2000-2013.

Ce non-respect entache en réalité la réputation des autorités budgétaires. Pourtant, comme le montre Rogoff (1985b), la coordination des politiques budgétaires sans réputation peut être improductive et même engendrer des résultats moins bons qu'en l'absence de coordination. Currie et *al* (1987) appuient cette pensée en affirmant que réputation et Coordination des politiques budgétaires doivent aller de pair.

En outre, d'autres auteurs tels que Guerrien et Vergara (1997), Baldacci et *al* (2003) et Barbier-Gauchard et Villieu (2003) estiment que ces règles peuvent empêcher les stabilisateurs

¹ En effet, suite à l'élection de Georges Papandréou en 2009, le nouveau gouvernement grec constate des irrégularités dans des chiffres annoncés auparavant (Krugman, 2017)¹

automatiques de jouer correctement et même amplifier les chocs, ce qui représente un danger pour la viabilité de l'union.

Au demeurant, la mise en place des règles budgétaires facilite la coordination des politiques budgétaires nationales et de la politique monétaire, et favorise la transmission uniforme de la politique monétaire.

1.2. La transmission de la politique monétaire dans une zone monétaire de stabilité nominale

Cette analyse est fondée sur l'idée que la stabilité nominale assurée par la convergence budgétaire (dette, déficit budgétaire) facilite la transmission uniforme des décisions de politique monétaire, favorisant ainsi la synchronisation des cycles réels. Mise au point par Clarida et *al* (1999), elle a été approfondie par Mishkin (2015) et De Grauwe (2018). Les différents auteurs analysent l'effet de la convergence budgétaire sur la synchronisation des cycles à travers plusieurs canaux de transmission de la politique monétaire au secteur réel. Clarida et *al* fondent leur analyse sur le canal des taux d'intérêt. En effet, la convergence budgétaire dans une union monétaire limite la divergence des taux d'intérêt réels et facilite la convergence des variables réelles telles que la consommation et l'investissement. Mishkin (2015), quant à lui met l'accent sur le canal du crédit. La convergence des déficits budgétaires entraîne une stabilité macroéconomique qui augmente les anticipations de rentabilité des banques et de ce fait les incite à prêter dans tous les pays. Il en résulte donc une hausse simultanée des variables réelles dans toute la zone monétaire. De Grauwe (2018) revient encore sur les anticipations mais analyse une relation directe entre celles-ci et la synchronisation des cycles réels. Selon lui, la convergence budgétaire favorise la crédibilité de la banque centrale, en matière de lutte contre l'inflation. Les agents économiques alignent donc leurs anticipations sur les règles émises par la banque centrale. Les différentes économies ont donc des réactions plus coordonnées. C'est aussi la thèse de Landais (2008). pour cet auteur, l'imposition des règles budgétaires qui favorise la convergence budgétaire conforte l'indépendance de la banque centrale, qui elle facilite la stabilité macroéconomique car la banque centrale recourt moins aux variations de taux d'intérêt. Cette indépendance de la banque centrale est une condition de la réussite de la politique monétaire.

La question des anticipations est également évoquée par Barro et Gordon (1983) ainsi que Rogoff (1985) dans la continuité des travaux de Kydland et Prescott (1977). Ils mettent encore en évidence les effets stabilisateurs de l'ancrage nominal sur les anticipations des agents

économiques. En réduisant les incertitudes sur les prix et les politiques futurs, les règles budgétaires limitent les divergences macroéconomiques et favorisent la coordination des politiques budgétaires. Ainsi, l'ancrage nominal sur les déficits budgétaires qui entraîne la stabilité des prix dans la zone monétaire provoque une convergence des anticipations des agents de tous les pays, en matière de consommation et d'investissement. Artis *et al* (2004), confirment ce résultat en montrant que la convergence budgétaire dans l'union européenne a permis une meilleure synchronisation des cycles à travers des politiques coordonnées et crédibles.

A la lumière de ces études, il ressort que l'effet de la surveillance multilatérale, à travers la convergence budgétaire sur la synchronisation des cycles réels reste non tranché dans la littérature. De plus, la validation empirique de cette relation reste sujette à des débats. Le reste du travail propose une analyse empirique dans la zone UEMOA afin d'évaluer cette relation de manière rigoureuse. Dans la section suivante, nous allons présenter la méthodologie utilisée pour tester la relation entre la convergence budgétaire et la synchronisation des cycles réels.

2. Méthodologie

2.1. Variables du modèle

La variable expliquée du modèle est la synchronisation des cycles de taux de croissance du PIB réel : $corr_{i,j,t}$. Il s'agit du coefficient de quasi-corrélation proposé par Abiad *et al.* (2013), calculé, à une fréquence annuelle et symétrique pour un couple de pays. Il est calculé pour toutes les paires de pays sur toute la durée de l'étude.

$$corr_{i,j,t} = \frac{(g_{it} - g_i^*)(g_{jt} - g_j^*)}{\sigma_i \sigma_j} \quad (1) \text{ où } g_{it} \text{ et } g_{jt} \text{ sont les taux de croissance du PIB réel des pays } i$$

et j pendant l'année t. g_i^* et g_j^* sont respectivement les taux de croissance moyens du PIB réel du pays i et du pays j sur la période. σ_i et σ_j sont les écarts-types du taux de croissance du PIB réel pour le pays i et le pays j sur la période. Quatre (04) variables explicatives sont utilisées, au regard de la littérature sur les déterminants de la synchronisation des cycles.

La variable d'intérêt est la convergence budgétaire : CB_{ijt} . La convergence budgétaire dans notre étude traduit la capacité des différents pays à respecter les critères liés aux variables budgétaires (déficit budgétaire). Contrairement à Darvas *et al* (2005) et Gammadigbe *et al* (2018) qui analysent la convergence budgétaire en termes de réduction des écarts entre les variables budgétaires des différents pays, nous analysons la convergence par rapport au respect de la règle des 3% du solde budgétaire global depuis 2015 comme Diarra (2016). Ainsi, si les pays i et j respectent simultanément la règle à la date t, l'écart budgétaire est de 0. Notre choix se porte sur la règle de 3% du solde budgétaire global puisqu'elle est consacrée par le pacte de

stabilité de 2015 comme critère clé. En plus, ce seuil est beaucoup moins contraignant que celui de l'équilibre du solde budgétaire de base. Il devrait permettre d'assurer la soutenabilité des finances publiques tout en laissant une marge de manœuvre aux autorités gouvernementales. Schuknecht (2004) soutient que bien qu'elle soit critiquée, elle a des raisons d'exister. En effet, elle est simple et permet un contrôle facile par le public et le marché financier, ce qui limite au moins des déficits énormes et facilite la convergence. En outre, cette règle assure la comparabilité des résultats avec les travaux précédents parce qu'elle constitue aussi la règle dans l'union européenne.

Concrètement, la convergence budgétaire se traduit par la valeur absolue de la différence entre les écarts des soldes budgétaires globaux en pourcentage du PIB par rapport à la norme communautaire (-3%). Lorsqu'elle tend vers 0, on parle de convergence budgétaire et de divergence dans le cas contraire. Elle est calculée comme suit : $CB_{ijt} = |EB_{it} - EB_{jt}|$ (2), où EB_{it} et EB_{jt} représentent respectivement les écarts des soldes budgétaires globaux des pays i et j par rapport à la cible du critère clé. $EB_{it} = |SG_{it} + 3|$ si $SG_{it} < -3$ et 0 sinon SG_{it} représente le solde budgétaire global, donc compris du pays i à la date t . Une valeur positive de son coefficient traduit un effet négatif de la convergence budgétaire sur la synchronisation des cycles et une valeur négative significative confirme le caractère endogène de la zone UEMOA, selon le critère du déficit budgétaire.

$FinBI_{ijt}$ constitue le niveau moyen de développement financier dans les deux pays. Il est capté par la moyenne des crédits au secteur privé sur le PIB dans les deux pays à la date t .

L'intégration financière s'écrit : $FinBI_{ijt} = \frac{CSP_{it} + CSP_{jt}}{2}$ (3) où CSP_{kt} est le crédit au secteur privé rapporté au PIB du pays k à la date t . L'effet du développement financier sur la synchronisation est bien confirmé dans la littérature et ce, au niveau de l'UEMOA. Le mécanisme peut fonctionner à travers le partage des risques.

Les termes de l'échange : Te_{ijt} . Cette variable permet de capter l'asymétrie de transmission des chocs internationaux dans les différents pays de l'UEMOA. $Te_{ijt} = |Te_{it} - Te_{jt}|$, (4) avec Te_{kt} qui représente les termes de l'échange du pays k à la date t . Elle est importante dans la mesure où, tous les pays étudiés sont spécialisés dans la production agricole, soumise à la volatilité des prix internationaux. Elle est calculée comme la différence en valeur absolue des termes de l'échange entre le pays i et le pays j à la date t .

Le différentiel d'inflation Inf_{ijt} : pris comme la différence en valeur absolue entre les Indices Harmonisés des Prix à la Consommation (IHPC) des deux pays i et j. $Inf_{ijt} = |IHPC_{it} - IHPC_{jt}|$, (5) $IHPC_{kt}$ est la valeur de l'IHPC dans le pays k à la date t. Contrairement aux études qui utilisent le déflateur du PIB, nous utilisons, l'IHPC parce qu'il est consacré comme objectif de la politique monétaire de la BCEAO mais aussi critère de premier rang dans le pacte de stabilité. Il peut donc être jugé comme un indicateur de l'efficacité de politique monétaire mais aussi de coordination des politiques budgétaires.

Par la suite, nous ajoutons l'intensité commerciale entre le pays i et le pays j à la date t : $comBI_{ijt}$, elle est égale au rapport entre la moyenne des échanges commerciaux entre les deux pays (importations et exportations) et la somme des échanges commerciaux totaux de ces pays. $comBI_{ijt} = \frac{(X_{ijt} + M_{ijt} + X_{jit} + M_{jit})/2}{(X_{it} + M_{it} + X_{jt} + M_{jt})}$ (6), où X_{abt} représente les exportations du pays a vers le pays b à la date t et M_{abt} les importations du pays a en provenance du pays b ; X_{at} , les exportations totales du pays a et M_{at} , les importations totales du pays a. Le signe de cette variable est ambiguë.

2.2. Sources des données

Compte tenu de la disponibilité des données et de l'objectif de la recherche, nous utilisons les données de 2000 à 2020. Les données sont annuelles et issues des bases de données de la BCEAO, de la Banque Mondiale et de l'*International Trade Center* (ITC). Le choix de débiter en 2000 a plusieurs explications : d'une part, le pacte de stabilité est mis en œuvre au début des années 2000 et d'autre part, les données pour certaines variables comme le solde budgétaire global ne sont disponibles pour la plupart des pays qu'à partir de 2000.

Les données sur le taux de croissance du PIB réel, les crédits au secteur privé, le taux d'inflation, le solde budgétaire global, proviennent du site de la BCEAO (2021). Les termes de l'échange proviennent du *World Development Indicator* (WDI) de la Banque Mondiale (2021) et les données sur le commerce proviennent de la base de données de l'ITC (2021).

2.3. Modèle économétrique

Nous commençons par tester la possibilité d'utiliser l'économétrie des données de Panel, à travers le test d'homogénéité de Hsiao (1986) qui indique une hétérogénéité totale de la structure des synchronisations du taux de croissance du PIB réel. On peut donc recourir aux données de panel. Pesaran et al (1999) suggèrent de prendre les *Mean Group* (MG) ou *Pooled Mean Group* (PMG). Le tableau ci-dessous présente les résultats du test séquentiel de Hsiao (1986).

Tableau N°1 : Résultats test d'homogénéité de Hsiao (1986)

Test 1 : $H_0 : \alpha_{0ij} = \alpha_0 \text{ et } \alpha_k = \alpha$	$F_1 = 1,265$	Pv $F_1 = 0,0324$ (rejet de H_0)
Test 2 : $H_0 : \alpha_k = \alpha$	$F_2 = 1,282$	Pv $F_2 = 0,0331$ (rejet de H_0)
Test 3 : $\alpha_{0ij} = \alpha_0$		

Source : calculs de l'auteur

Notre formalisation, comme celle de Darvas et al (2005) utilise un modèle linéaire qui se présente comme suit : $y_{i,j,t} = \alpha_{0ij} + \sum \alpha_{ij} x_{ijt} + \varepsilon_{ijt}$ (i, j) = 1 ... 28 t = 1 ... 21 (7)

$y_{i,j,t}$ est la valeur de la variable expliquée pour la paire i, j à la date t , α_{0ij} est l'effet fixe individuel, et les x_{ijt} représentent les variables explicatives et ε_{ijt} est le terme d'erreur stochastique.

La méthode des MG proposée par Pesaran et Smith (1995) considère une hétérogénéité des coefficients aussi bien à court qu'à long termes. Elle estime les différentes équations par individu puis calcule les moyennes des coefficients sur l'ensemble du panel. Le modèle PMG mis au point par Pesaran et al (1999) est un hybride entre les modèles classiques avec les coefficients identiques et les modèles avec une hétérogénéité parfaite des coefficients tels que le Mean Group. Il suggère de considérer des coefficients et des variances du terme d'erreur différents à court terme mais d'imposer des coefficients identiques à long terme.

Il s'agit d'un modèle Auto Régressif à Retards Échelonnés ($p, q, q, \dots, q$) de la forme :

$$y_{it} = \sum_{j=1}^p \lambda_{ij} y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \delta'_{ij} x_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

y_{it} et x_{it} représentent respectivement la variable expliquée et les variables explicatives pour l'individu i à la date t , μ_i est l'effet fixe individuel et ε_{it} est le terme d'erreur stochastique.

En utilisant l'opérateur différence Δ , on a :

$$\Delta y_{it} = \phi_i y_{i,t-1} + \beta'_i x_{it} + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{it}^* \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{it}^{*'} \Delta x_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

$$\text{Avec } \phi_i = -(1 - \sum_{j=1}^p \lambda_{ij}) \quad (16) \quad \beta_i = \sum_{j=0}^q \delta_{ij} \quad (17)$$

$$\lambda_{ij}^* = -\sum_{m=j+1}^p \lambda_{im} \quad (18) \quad j = 1, 2, \dots, p-1$$

$$\delta_{ij}^* = -\sum_{m=j+1}^q \delta_{im} \quad (19) \quad j = 1, 2, \dots, q-1$$

Les coefficients de long terme des variables explicatives X_{it} définis par θ_{it} sont tels que

$$\theta_i = -\frac{\beta_i}{\phi_i} \quad (20) \quad (\text{Pesaran et al, 1999}),$$

L'équation dévient donc :

$$\Delta y_{it} = \phi_i(y_{i,t-1} - \theta'_i x_{i,t}) + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{it}^* \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{it}^* \Delta x_{i,t-j} + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (10)$$

Le modèle PMG permet d'augmenter la précision des estimateurs, en présence d'homogénéité des coefficients de long terme, par rapport aux estimateurs du MG, mais est inconsistant lorsque les coefficients de court et long termes sont hétérogènes. Il convient donc de faire un test de Hausman pour choisir le modèle adéquat.

3. Resultats

3.1. Statistiques descriptives des variables du modèle

Les résultats relèvent que la moyenne globale des corrélations bilatérales sur la période est positive et faible (0,143). L'analyse des corrélations moyennes entre les paires de pays indique encore que la plupart des corrélations sont positives. Près de 80% des corrélations bilatérales moyennes sont positives. La plupart des cycles d'activités sont synchronisés avec celui de la Côte d'Ivoire. Seul le Mali a un coefficient de quasi-corrélation moyen négatif avec la Côte d'Ivoire. Ces résultats ne sont pas surprenants au regard de la forte liaison entre le cycle ivoirien et celui de l'UEMOA. Les plus fortes corrélations sont entre le Burkina et le Niger (0,57) et le Burkina et le Mali (0,45). Ces trois pays, tous sahéliens, sont souvent confrontés aux chocs exogènes sur la production agricole. Ils sont par ailleurs tous enclavés, très dépendants des pays littoraux.

L'écart du solde budgétaire global, dons compris, se situe entre 0 et 46,44. L'écart de 46,44 paraît aberrant mais provient de la situation du Niger en 2005. En effet, suite à la sécheresse, ce pays a profité de montants énormes en guise de solidarité, augmentant considérablement le solde à 40,41%. La variable représentant la convergence budgétaire a une moyenne de 2,89. Cette valeur apparaît satisfaisante au regard de la norme communautaire de 3% de déficit du PIB. Toutefois, elle masque les inégalités, en termes d'effort budgétaire.

Le niveau moyen du commerce bilatéral est faible entre les pays (0,0084). Ce résultat bien qu'ayant augmenté, par rapport à celui de Tapsoba (2009) de 0,0033 demeure encore faible. Ce qui pourrait réduire les avantages de la monnaie unique dans la zone UEMOA.

Bien que l'inflation soit le critère le plus respecté du pacte de stabilité, il existe bien des décrochages du niveau d'inflation entre les différents pays. Le niveau moyen du différentiel se situe à 1,582. Cette différence pourrait se traduire par une transmission asymétrique des chocs de prix des produits importés notamment ceux liés au pétrole et des chocs nationaux (offre et

demande).

Le niveau moyen de crédit entre les paires de pays est de 15,43%, traduisant un faible niveau de développement financier dans la zone. Les crédits à l'économie sont faibles comparativement aux pays en développement asiatiques, dans un contexte de surliquidité des banques. Le tableau N°2 présente les caractéristiques de tendance centrale des principales variables du modèle.

Tableau N°2 : Caractéristiques de tendance centrale et de dispersion des variables du modèle.

Variables	Observations	Moyennes	Écarts-types	Minima	Maxima
Corr_TCE	588	0,143	0,967	-4,782	4,209
CB	588	2,887	5,079	0	46,44
IC	516	0,0084	0,011	0	0,0863
DF	588	15,428	6,392	2,207	33,654
INF	574	1,582	1,350	0	6,85
TE	588	35,323	27,689	0	152,762

Source : calculs de l'auteur

Par ailleurs, la corrélation entre les variables explicatives est faible, en général (inférieure à 2%). Cela augure de l'absence de multicolinéarité. Toutefois, ces corrélations proviennent juste d'une analyse bilatérale et pourraient masquer beaucoup de relations. Il convient donc de procéder à des estimations économétriques plus sophistiquées. La matrice des corrélations bilatérales est présentée en annexe N°1

3.2. Résultats des analyses économétriques

3.2.1. Tests d'indépendance individuelle

Certains travaux récents en macroéconomie indiquent la prépondérance d'une dépendance entre les données temporelles dans plusieurs pays (Breitung et Pesaran, 2007). Dans notre cas, la dépendance pourrait être due à la contiguïté des pays, la nature de la végétation, l'accès à la mer ou pas, au pourcentage d'individus capables de parler des langues communes locales, aux liens historiques et culturels qui pourraient favoriser des effets spillovers plus grands. Dans la mesure où la dimension individuelle de nos données (28) est supérieure à la dimension temporelle (21), nous réalisons le test d'indépendance de Friedman (1937) et de Frees (2004). Comparativement au test de Pesaran, qui ne fait pas de distinction entre les panels, cylindré et non cylindré, ces deux tests s'intéressent seulement aux données disponibles, ce qui paraît adapté à notre modèle, puisque certaines observations sont absentes pour des couples de pays. De plus, Roussel (2015) dans une simulation montre que le test de Frees (2004) est plus

performant que celui de Pesaran (2004), lorsque le terme d'erreur prend les valeurs positives et négatives. Ce qui semble probable avec la taille de notre échantillon (plus de 500 observations). Les résultats des deux tests confirment une indépendance entre les résidus des différents couples de pays. Ils sont présentés dans le tableau suivant.

Tableau N°3 : Tests d'indépendance individuelle

	Friedman		Frees (2004) ²	
	Effet fixe	Effet aléatoire	Effet fixe	Effet aléatoire
P-Values	0,129	0,140	1% : 0,260	1% : 0,260
			5% : 0,178	5% : 0,178
			10% : 0,136	10% : 0,136

Source : calculs de l'auteur

3.2.2. Test de stationnarité

Lorsque les données macroéconomiques s'analysent sur une période de temps assez étendue, il est nécessaire de vérifier la présence ou non de racine unitaire au niveau des différentes variables. Nous utilisons le test Im et *al* (IPS, 2003). Il s'agit d'un test de première génération en panels dont l'utilisation repose sur l'hypothèse d'une indépendance entre les individus et est applicable aux panels non cylindrés. Contrairement aux tests de Lévine et *al* (1992, 2002), ce test suppose une hétérogénéité de la racine unitaire sous l'hypothèse alternative. Lorsque l'hypothèse nulle de racine unitaire est rejetée, il n'est pas évident que la stationnarité de la variable soit pour tous les individus.

Les tests indiquent que toutes les variables de l'étude sont stationnaires en niveau sauf le niveau moyen de développement financier. Cependant, toutes les variables sont stationnaires en différence première. Le tableau ci-dessous synthétise les résultats.

² : stata présente les résultats pour les différents seuils de significativité pour le test de Frees.

Tableau N°4 : Test de stationnarité d'Im et al (2003)

	Niveau	Différence première
CorrTCE	0,000*** ³	0,000***
SBG_PS	0,000***	0,000**
DF	1.000	0,000***
INF	0,000***	0,000***
TE	0,000***	0,000**

*** significativité à 1%

Source : calculs de l'auteur

3.3.3. Test de cointégration

Afin de tester l'existence d'une relation de long terme, stable entre la concordance des cycles réels et la convergence des déficits budgétaires, il est important de réaliser un test de cointégration. Conformément à l'indépendance entre les individus du panel, nous utilisons le test de Pedroni (1999). Il s'agit d'une extension des travaux de Pedroni (1995 et 1997) qui analysent la cointégration avec seulement une variable explicative. Ce test analyse la cointégration avec au moins deux variables explicatives.

Comme les tests d'IPS, l'hypothèse alternative du test suppose une relation de cointégration pour chaque individu, et les paramètres de cette relation de cointégration ne sont pas nécessairement les mêmes pour chacun des individus du panel (Mignon et Hurlin, 2007). Par ailleurs, il s'applique aussi bien aux panels homogènes qu'hétérogènes. L'hypothèse nulle suppose l'absence de relation de cointégration entre les variables. Les résultats ci-dessous indiquent un rejet de l'hypothèse nulle. Il existe donc une relation de cointégration entre les variables du modèle.

Tableau N°5 : Test de cointégration de Pedroni (1999)

	Statistiques	P-Values
Modified Philipps-Perron t	1,847	0,034**
Phillips-Perron t	-16,539	0,000***
Augmented Dickey-Fuller t	-13,769	0,000***

***, ** significativité respectivement à 1%, 5%

Source : calculs de l'auteur

3.3.4. Résultats des estimations

Nous estimons le modèle PMG et le modèle MG puis procédons à un test de Hausman pour choisir le meilleur modèle. Les résultats de ce test indiquent que le PMG est le meilleur modèle. De ce fait, nous interprétons seulement le modèle PMG. Dans le modèle PMG, les paramètres d'intérêt sont les coefficients de long terme et le coefficient d'ajustement (Edwards et Mark, 2007).

Le coefficient d'ajustement est inférieur à 0, confirmant l'existence d'une relation de long terme entre les variables du modèle. Les résultats indiquent une relation négative et significative (10%) entre la réduction des écarts de déficits budgétaires et la synchronisation des cycles à long terme. Lorsque l'écart absolu des écarts par rapport à la norme communautaire entre deux pays baisse de 1%, la corrélation des cycles augmente de 0,016, *ceteris paribus*. Le résultat obtenu rejoint la conclusion de Frankel et Rose (1998) selon laquelle la participation à une union monétaire peut renforcer la synchronisation des cycles réels entre les États membres, rendant le critère d'optimalité endogène. Il confirme également le caractère endogène des unions monétaires africaines mis en évidence par Tabsoba (2009), particulièrement dans la zone UEMOA, avec un nouveau canal. On retrouve donc une nouvelle justification de la théorie des zones monétaires endogènes dans la zone UEMOA.

Le respect de la règle des 3% par les différents États membres entraîne donc une hausse de la corrélation des cycles, comme confirmé par Darvas et *al* (2005) et Furceri (2007) dans l'union européenne et Canova et *al* (2007) dans la zone EURO. On voit donc que l'analyse de l'optimalité de l'UEMOA *ex ante* peut conduire à des erreurs. Elle devrait donc se faire *ex post* suivant une dynamique puisque la synchronisation des cycles tend à être effective à long terme. La coordination des politiques budgétaires à travers la surveillance multilatérale entraîne donc à long terme, la réduction des chocs réels asymétriques. Il faut donc que la commission trouve les moyens pour faciliter le respect de la règle des 3%. De plus, ce résultat pourrait constituer un argument pour le lancement de la monnaie unique ouest-africaine.

L'effet de la convergence budgétaire sur la synchronisation des cycles est plus faible dans les pays l'UEMOA, comparativement à ceux de l'union européenne. Cet effet est deux fois plus faible que celui de Darvas et *al* (2005) et beaucoup plus faible que celui de Furceri (2007). Les premiers auteurs trouvent qu'une augmentation de 1% de la convergence budgétaire augmente la synchronisation moyenne des cycles de 0,034. Cette faiblesse de l'effet de la règle budgétaire sur la concordance des cycles dans les pays de l'UEMOA proviendrait en grande partie du très

faible respect de la règle, due pour une grande part à la forte probabilité de chocs exogènes et la politique budgétaire procyclique qui en découle. En outre, l'effet de la convergence budgétaire est également plus faible que celui de l'intégration commerciale trouvé par Tabsoba (2009) qui est de 0,092. Aussi, le niveau moyen de développement financier a un effet significatif sur la réduction des chocs réels asymétriques. Cependant, le signe de la relation dépend de l'horizon temporel. À court terme, une augmentation du niveau moyen de développement financier entre deux pays entraîne une baisse de la corrélation des cycles de taux de croissance de ces pays. Une augmentation de 1% du niveau moyen de développement financier entraîne, *ceteris paribus*, une baisse de la corrélation moyenne des taux de croissance du PIB réel de 0,069 à court terme et une hausse 0,023 à long terme. Cet effet asymétrique du développement financier sur la synchronisation des cycles rejoint les analyses de Imbs (2004) qui trouve que l'intégration financière, au départ affaiblit la synchronisation des cycles, en réduisant les frictions. Cependant à long terme, elle permet une réponse uniforme aux chocs. La désynchronisation à court terme pourrait traduire des effets différents du développement financier sur le taux de croissance dans les différents pays. Cette différence peut être liée aux niveaux différents de développement financier mais aussi aux différences en termes de qualité institutionnelle.

Le résultat de long terme confirme également celui de Mezui-Mbeng (2012) dans la zone CEMAC et celui de Artis et Hoffmann (2007) dans l'UEMOA. Il va également dans le même sens que les études de Stanisic (2013), Cimadomo et al (2018) dans l'union européenne. En effet, les différentes réformes mises en place dans l'UEMOA, ainsi que les organes supranationaux de régulations contribuent à une amélioration de la gestion du secteur financier, ce qui permet à tous les pays de disposer d'un certain niveau de qualité institutionnelle. Cette convergence de la qualité des institutions financières produit donc un effet homogène sur les PIB réels dans les différents pays. Cependant, ces résultats méritent d'être pris avec des réserves. D'une part, il existe un effet de seuil dans la relation entre le développement financier et la corrélation des cycles réels comme le soutiennent Asdrubali et al (2003), Kim et Whang (2006), Abiad et al (2013) et Kalemli-Özcan et al (2013). Ces auteurs trouvent que la relation dépend du taux d'épargne. D'autre part, cette relation dépend de l'échantillon de pays. Kalemli-Özcan (2015) analyse la relation entre l'intégration financière et la synchronisation des cycles entre les pays développés. Il trouve que lorsque l'échantillon comporte des pays émergents, cette relation n'a aucune significativité. Ainsi, il n'y a pas de relation entre l'intégration financière et la synchronisation de cycles entre les pays développés et les pays émergents aussi

bien en périodes normales qu'en périodes de crises.

Par contre, les différentiels des termes de l'échange et des taux d'inflation n'impactent pas la convergence des cycles. Comme Tapsoba (2009), nous trouvons que le différentiel d'inflation entre deux pays n'a aucun effet significatif sur la synchronisation de leurs cycles économiques. Les résultats sont contraires aux enseignements théoriques de Fleming (1971) et aux résultats de Tsangarides et *al* (2006), qui trouvent un effet positif entre le différentiel des taux d'inflation et la corrélation des cycles de PIB réel en Afrique. Dans le cas particulier de l'UEMOA, nos résultats infirment ceux de N'diaye et *al* (2019) qui trouvent qu'une réduction des taux d'inflation (mesurée par le deflateur) entraîne une hausse significative de la synchronisation des cycles.

L'absence d'effet du différentiel d'inflation indique que la politique monétaire commune n'a aucun effet significatif sur la synchronisation des cycles. L'endogénéité de la monnaie se fait donc indirectement dans la zone UEMOA. Cette absence de relation entre le différentiel d'inflation et la corrélation des cycles de taux de croissance traduit le fait que la similitude des conditions de productions ainsi que la transmission identique des chocs d'offre internationaux n'entraînent pas une réduction des chocs asymétriques dans l'UEMOA. Ainsi la thèse de Kenen selon laquelle la diversification des structures de productions dans l'UEMOA paraît mieux adaptée pour la question de l'optimalité des pays de l'UEMOA.

Cette absence de relation paraît paradoxale, au regard des enseignements de la théorie keynésienne, particulièrement le modèle IS-LM. En effet, la réduction des écarts d'inflation se traduit par une convergence des niveaux de taux d'intérêt réels et des investissements. La convergence des investissements devrait entraîner une augmentation de la corrélation des taux de croissance du PIB. Une explication plausible serait les différences, institutionnelles, du climat des affaires et des conditions sécuritaires.

L'absence de relation entre le différentiel des termes de l'échange et la synchronisation des cycles signifie que la transmission identique des chocs internationaux sur les prix des produits d'exportations des paires de pays n'a pas d'influence significative sur la corrélation de leurs taux de croissance réels. Pourtant, la plupart des pays sont spécialisés dans la production des matières-premières agricoles et/ou des produits du sous-sol, ce qui les expose aux mêmes variations des termes de l'échange et favorise la corrélation des PIB par le canal des exportations et les droits de douanes issus du commerce international. Ce résultat valide encore l'idée de Kenen, selon laquelle il faut diversifier les structures de production dans une union

monétaire pour qu'elle soit optimale. Les différents résultats sont synthétisés dans le tableaux N°6 ci-dessous.

Tableau N°6 : Estimation Pooled Mean Group

	Court Terme	Long terme
SBG_PS	-0.016 (0.532)	-0,016* (0.077)
Développement financier	-0.069** (0.023)	0,023*** (0.000)
Inflation	-0.032 (0.249)	0.028 (0.336)
Terme de l'échange	0.005 (0.245)	0.0002 (0.878)
Constante	-0.291*** (0.000)	
Phi	-1.0533*** (0.000)	

***, **, * *significativité respectivement à 1%, 5% et 10%*

Source : calculs de l'auteur

Toutefois, ces analyses méritent d'être approfondies. En effet, l'ignorance de variables telles que les relations commerciales qui sont reconnues dans la littérature comme un déterminant important de la synchronisation des cycles peut entraîner des biais de variables omises. Leur prise en compte s'avère difficile dans notre échantillon en raison des données manquantes pour la Guinée-Bissau. Ainsi, nous excluons la Guinée-Bissau et reprenons les estimations .

3.3.5. Analyse de la Robustesse

Nous analysons la robustesse des résultats en excluant la Guinée-Bissau, ce qui réduit le nombre de corrélations bilatérales à 21 et donne 441 observations potentielles. Les résultats restent valables. On note toujours un impact négatif et significatif de la variable budgétaire sur la synchronisation des cycles, confirmant le caractère endogène du pacte de stabilité, au regard de la TZMO. Mieux, la valeur du coefficient demeure presque inchangée. Les autres coefficients ont toujours les mêmes signes. En outre, l'intensité commerciale n'a aucun effet sur la corrélation des cycles à court terme mais cet effet devient significatif et négatif à long terme. Ainsi, une augmentation de l'intensité commerciale bilatérale moyenne entraîne à long terme,

une baisse du niveau moyen de corrélation des cycles. L'absence d'effet à court terme corrobore le résultat de N'diaye et *al* (2019) qui indique que l'intégration commerciale n'influence pas la synchronisation cyclique. Quant au résultat de long terme, il valide encore la dynamique endogène de l'intégration à long terme dans la zone UEMOA. Il est contraire à celui de Frankel et Rose (1998) et Rose (2000) et valide la version pessimiste de la TZMO dans l'UEMOA. Il y a donc un effet Krugman. Nos résultats infirment également ceux de Avouyi-dovi et *al* (2006) et Tapsoba (2009) qui trouvent un effet positif de l'intégration commerciale sur la synchronisation des cycles réels.

L'effet négatif du commerce bilatéral sur la corrélation des variables réelles a deux principales explications. D'une part, il existe un effet de seuil entre les deux variables selon plusieurs auteurs (Dellas, 1986; Canova et Dellas, 1992; Clark et Wincoop, 2001). Malgré toutes les réformes en terme de fiscalité, le niveau de commerce entre les pays de l'UEMOA demeure faible comparativement aux autres communautés régionales. En effet, le commerce intracommunautaire dans l'UEMOA ne dépasse presque jamais 20% alors que des communautés régionales mêmes sans monnaie unique, telles que l'UE et la SADC échangent presque 50%. D'autre part, l'intégration commerciale lorsqu'elle se fait par un développement du commerce inter-sectoriel favorise, suivant les enseignements des modèles ricardiens et de Heckcher-Ohlin, une spécialisation des économies, ce qui conduit à une déconnexion des économies. Ce résultat est mis en évidence par Shin et Wang (2003), Rana, (2007), Giovanni et Levchenko (2010) et Elachab (2010), et Saiki et Kim (2014). Cette thèse est probable dans la zone UEMOA. En effet, le commerce entre les pays de l'UEMOA est beaucoup plus axé dans un cadre inter-sectoriel, ce qui entraîne la spécialisation des pays dans un ou quelques produits primaires. Il s'ensuit donc un décrochage entre les évolutions des différentes productions. Une autre explication serait le faible niveau de l'intensité commerciale qui se traduit par des coûts plus importants de l'appartenance à l'union monétaire, qui se manifestent par une corrélation négative des taux de croissance du PIB réel.

Conclusion et implications de politiques économiques

L'objectif de cette étude était d'analyser la relation entre la convergence des déficits budgétaires et la synchronisation des cycles réels afin de rechercher de nouvelles justifications au pacte de stabilité et faire un rapprochement avec la théorie des zones monétaires optimales. Nous avons recouru à l'économétrie des données de panel. Les résultats indiquent que la convergence budgétaire fondée sur le respect du pacte de convergence affecte la synchronisation des cycles de taux de croissance du PIB réel entre les pays de l'UEMOA. Ainsi, le respect de la règle de

3% du solde budgétaire global permet, *ceteris paribus*, un renforcement de la synchronisation des cycles, confirmant les résultats de Darvas et *al* (2005) dans les pays de l'union européenne. On y voit ici le caractère endogène de l'UEMOA. Par ailleurs, le niveau de développement financier et l'intégration commerciale influencent significativement la corrélation des cycles réels. Les différentes réformes en vue d'approfondir le système financier de l'union favoriseront la connexion des cycles réels entre les différents pays de la zone. Le commerce entre les États membres de l'UEMOA, majoritairement faible et plus orienté dans un cadre inter-sectoriel entraîne à long terme une désynchronisation des cycles.

Contrairement aux enseignements de Flemming (1971), la réduction du différentiel d'inflation, traduisant la convergence des pouvoirs d'achat n'a aucun effet significatif sur la synchronisation des cycles réels. On voit donc que la politique monétaire commune n'a pas un effet direct sur la corrélation des cycles réels.

En guise de recommandations, nous pouvons suggérer :

- la création d'un mécanisme pour faciliter le respect du critère du solde budgétaire global, dons compris. Ce mécanisme pourrait consister en une prime aux agents vertueux qui dépendra du niveau de déficit observé mais aussi du coût de l'effort.
- un renforcement du niveau de développement financier dans les différents pays. Il s'agira de continuer les différentes réformes entamées en vue d'approfondir le système financier et d'optimiser la mobilisation de l'épargne. Pour cela, les autorités monétaires doivent intervenir pour inciter les intermédiaires bancaires à accorder des prêts au secteur privé et baisser leurs taux d'intérêt afin de trouver des solutions au paradoxe de "surliquidité bancaire et sous-financement de l'économie". Cette baisse est nécessaire pour encourager les emprunts moins risqués et donc favoriser le développement des entreprises. Elle pourrait avoir plusieurs avantages : d'une part, elle permettrait de réduire le phénomène de sélection adverse et d'autre part, de réduire la part du financement informel auquel ont recours souvent, certains emprunteurs exclus du circuit formel de financement. En outre, les autorités peuvent mettre en place un fonds de garantie, permettant de réduire les risques de défaut et d'encourager les banques à accroître la proportion des prêts à moyen et long termes. Mais le fonctionnement de cette structure devrait faire l'objet de prudence afin d'éviter le phénomène d'aléa moral qui pourrait résulter de la qualité des projets à financer.

Cependant, cette étude comporte quelques limites dans son traitement de la problématique relative à l'effet des mutations institutionnelles sur la synchronisation des cycles dans l'UEMOA. L'analyse de l'influence de la convergence budgétaire sur la corrélation des cycles

réels à travers un modèle linéaire peut être limitée. En effet, la convergence étant un processus de moyen ou long terme, son analyse à travers un modèle non linéaire peut fournir des informations plus importantes. De plus, l'absence de flux financiers bilatéraux entre les pays pose aussi problème. Cette variable capte plus le mécanisme de partage de risque à travers le marché financier. Ainsi, les études futures pourraient mettre l'accent sur les méthodes non linéaires pour capter les effets dynamiques. De même, un approfondissement, du mécanisme de surveillance en tenant compte de la taille et de la nature des pays pourrait aussi apporter des éclairages plus aboutis.

ANNEXES

Annexe 1 : Corrélation entre les variables du modèle

		Corr_TCE	SBG_PS	IC	DF	INF	TE
Corr_TCE		1,000					
SBG_PS		-0,038	1,000				
IC		-0,028	-0,008	1,000			
DF		0,054	-0,177*	0,162*	1,00		
INF		-0,070*	0,062	0,034	-0,155*	1,00	
TE		-0,070*	0,084*	-0,045	-0,077*	0,0012	1,00

Source : calculs de l'auteur

BIBLIOGRAPHIE

Abiad, A., Furceri, D., Kalemli-Özcan, S., & Pescatori, A. (2013). Dancing together? Spillovers, common shocks and the role of financial and trade linkages. In *World Economic Outlook* (Chap. 3). Washington, DC: International Monetary Fund.

Artis, M. (2003). *Is there a European business cycle?* (CESifo Working Paper No. 1053). CESifo Group.

Artis, M. J., & Zhang, W. (1995). *International business cycles and the ERM : Is there a European business cycle?* (CEPR Discussion Paper No. 1191). Centre for Economic Policy Research.

Avouyi-Dovi, S., Kierzenkowski, R., & Lubochinsky, C. (2006). Cycle réel et du crédit : convergence ou divergence ? Une comparaison Pologne, Hongrie, République Tchèque et zone euro. *Revue économique*, 57(4), 851–879

Bakoup, F., & N'doye, D. (2016). Pourquoi et quand instaurer une monnaie unique dans la CEDEAO. *Africa Economic Brief*, 7(1).

- Baltagi, B. H. (2008). *Econometric analysis of panel data* (4th ed.). Wiley.
- Bayoumi, T., & Masson, P. R. (1995). Fiscal flows in the United States and Canada: Lessons for monetary union in Europe. *European Economic Review*, 39(2), 253-274.
- Bourguinat, H. (1999), *Finance internationale*, 4eme édition PUF.
- Busmeyer, M. R. (2004). Chasing Maastricht: the impact of the EMU on the fiscal performance of member states.
- Calderon, C., Chong, A., & Stein, E. (2007). Trade intensity and business cycle synchronization: Are developing countries any different?. *Journal of international Economics*, 71(1), 2-21.
- Canova, F., & Dellas, H. (1993). Trade interdependence and the international business cycle. *Journal of international economics*, 34(1-2), 23-47.
- Choe, J. I. (2001). An impact of economic integration through trade: on business cycles for 10 East Asian countries. *Journal of Asian Economics*, 12(4), 569-586.
- Clark, T. E., & Van Wincoop, E. (2001). Borders and business cycles. *Journal of international Economics*, 55(1), 59-85.
- Darvas, Z., Rose, A. K., Szapary, G., Rigobon, R., & Reichlin, L. (2005, January). Fiscal divergence and business cycle synchronization: irresponsibility is idiosyncratic [with comments]. In *NBER international seminar on macroeconomics* (Vol. 2005, No. 1, pp. 261-313). Chicago, IL: The University of Chicago Press.
- Dellas, H. (1986). A real model of the world business cycle. *Journal of International Money and Finance*, 5(3), 381-394.
- Diarra, S. (2016). Analyse rétrospective du respect des nouveaux critères de convergence de l'UEMOA. *Revue d'économie du développement*, 24(1), 79-98
- Duval, M. R. A., Cheng, M. K. C., Oh, K. H., Saraf, R., & Seneviratne, M. (2014). *Trade integration and business cycle synchronization: A reappraisal with focus on Asia*. International Monetary Fund.
- Ecalte, F. (2018). Faut-il des règles budgétaires et lesquelles ? *Les notes d'analyse, FIPECO*.
- Elbadawi, I., & Majd, N. (1992). *Fixed parity of the exchange rate and economic performance in the CFA Zone: A comparative study* (No. 830). The World Bank.
- 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*, (55).
- Fleming, J. M. (1971). On exchange rate unification. *the economic Journal*, 81(323), 467-488.

Frankel, J. A., & Rose, A. K. (1998). The endogeneity of the optimum currency area criteria. *The economic journal*, 108(449), 1009-1025.

Frankel, J. A. (1996). The endogeneity of the optimum currency area criteria. In *Optimum Currency Areas*. International Monetary Fund.

Gammadigbe, V., Issifou, I., Sembene, D., & Tapsoba, S. J. A. (2018). *Convergence et divergence budgétaire en Afrique: le rôle des Communautés économiques régionales et des Unions économiques et monétaires* (No. P217). FERDI Document de travail.

Guillaumont, P., & Guillaumont Jeanneney, S. (1988). *Stratégies de développement comparées : Zone franc et hors zone franc*. Paris : Éditions Karthala.

Guillaumont, J. S. (2006). L'indépendance de la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest: une réforme souhaitable?. *Revue d'économie du développement*, (1), 45-077.

Heathcote, J., & Perri, F. (2004). Financial globalization and real regionalization. *Journal of Economic Theory*, 119(1), 207-243.

Imbs, J. (2004). Trade, finance, specialization, and synchronization. *Review of economics and statistics*, 86(3), 723-734.

Kalemli-Özcan, S. (2015). Spillovers to emerging markets during global financial crisis. *Series on Central Banking Analysis and Economic Policies no. 20*.

Keho, Y. (2012). Le rôle des facteurs institutionnels dans le développement financier et économique des pays de l'UEMOA. *Revue économique et monétaire*, 12, 9-43.

Kose, M. A., Prasad, E. S., & Terrones, M. E. (2003). How does globalization affect the synchronization of business cycles?. *American Economic Review*, 93(2), 57-62.

Mezui-Mbeng, P. (2012). *Cycle du credit et cycle des affaires dans les pays de la CEMAC* (No. 1202). CEREFIGE (Centre Européen de Recherche en Economie Financière et Gestion des Entreprises), Université de Lorraine.

Moneta, F., & Ruffer, R. (2009). Business cycle synchronisation in East Asia. *Journal of Asian Economics*, 20(1), 1-12.

Ndiaye, C. T., Adom, I. M., & Diene, P. D. A. (2019). Intégration économique et synchronisation des cycles de croissance dans la zone UEMOA: Une approche en panel dynamique. *La Revue Internationale des Économistes de Langue Française*, 4(2), 177-199.

Nubukpo, K. (2012). Le policy mix de la zone UEMOA: leçons d'hier, réflexions pour demain. *Revue Tiers Monde*, 212(4), 137-152.

Obstfeld, M. (1992). *Risk-taking, global diversification, and growth* (No. w4093). National bureau of economic research.

- Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 61(S1), 653-670.
- Pesaran, M. H., & Smith, R. (1995). Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. *Journal of econometrics*, 68(1), 79-113.
- Rose, A. K. (2000). One money, one market: the effect of common currencies on trade. *Economic policy*, 15(30), 08-45.
- Rose, A. K., & Van Wincoop, E. (2001). National money as a barrier to international trade: The real case for currency union. *American economic review*, 91(2), 386-390.
- Shin, K., & Wang, Y. (2003). Trade integration and business cycle synchronization in East Asia. *Asian Economic Papers*, 2(3), 1-20.
- Tanimoune, A. N. (2011). La convergence économique en zone UEMOA : une analyse empirique du critère budgétaire. *Revue Africaine de l'Intégration*, 4(2).
- Tapsoba, S. J. A. (2009). Trade intensity and business cycle synchronicity in Africa. *Journal of African Economies*, 18(2), 287-318.
- Tsangarides, C. G., Ewencyk, P., & Hulej, M. (2006). *Stylized facts on bilateral trade and currency unions: Implications for Africa*. International Monetary Fund.
- Zumer, F., & Mélitz, J. (2002). Partage du risque dans l'Union européenne. *Revue de l'OFCE*, 83(5), 299-323.