

Intensification des échanges et ajustement des balances de paiements en union monétaire : le cas de l'UEMOA

Intensification of trade and adjustment of balance of payments in monetary union : the case of WAEMU

Achi Marius

Enseignant chercheur

Institut National Polytechnique Félix Houphouët-Boigny
Yamoussoukro, Côte d'Ivoire

Date de soumission : 01/11/2025

Date d'acceptation : 23/12/2025

Pour citer cet article :

Achi. M. (2026) « Intensification des échanges et ajustement des balances de paiements en union monétaire : le cas de l'UEMOA », Revue Française d'Économie et de Gestion « Volume 7 : Numéro 1 » pp : 99- 124.

Author(s) agree that this article remain permanently open access under the terms of the Creative Commons Attribution License 4.0 International License



Résumé

Cet article analyse le rôle de l'intensification des échanges intra-UEMOA dans l'ajustement des balances de paiements et la stabilisation macroéconomique de l'union. Mobilisant le cadre de la nouvelle théorie du commerce international, nous développons un modèle de gravité enrichi de l'incertitude, intégrant le non-respect du solde budgétaire de base et la volatilité des flux commerciaux entre pays membres. L'estimation économétrique repose sur des données de panel couvrant sept pays de l'UEMOA sur la période 1993-2014, à l'aide de la méthode des régressions quantiles. Les résultats montrent que les échanges intra-zone exercent un effet non linéaire sur le solde des transactions courantes, contribuant à l'ajustement externe et à la stabilité de l'union. Deux mécanismes sont particulièrement mis en évidence : (i) le non-respect du solde budgétaire de base stimule les exportations intra-zone, bien que la forte similarité des structures productives limite la diversification des flux ; (ii) l'expansion du crédit au secteur privé et les investissements soutiennent la production et renforcent la capacité de l'union à stabiliser son solde courant. L'étude conclut que l'approfondissement du commerce intra-UEMOA, couplé à une discipline budgétaire et à un meilleur accès au financement, constitue un levier stratégique pour améliorer la résilience macroéconomique et la soutenabilité externe de l'union.

Mots clés : Échanges intra-UEMOA ; Balance des paiements ; Union monétaire ; Incertitude macroéconomique.

Abstract

This paper examines the role of intra-UEMOA trade intensification in external adjustment and macroeconomic stabilization within a monetary union. Building on the framework of the new trade theory, we develop an augmented gravity model that incorporates uncertainty stemming from the non-compliance with the basic fiscal balance rule and the volatility of intra-regional trade flows. Using panel data for seven UEMOA countries over the period 1993–2014, and applying quantile regression techniques, the analysis provides robust evidence of a non-linear relationship between intra-union trade and current account balances. The findings highlight two key mechanisms: (i) deviations from the basic fiscal balance criterion stimulate intra-union exports, although production similarity among member states constrains trade diversification; (ii) credit expansion to the private sector and investment flows enhance productive capacity, thereby supporting trade and stabilizing current account dynamics. The results suggest that deepening intra-UEMOA trade, alongside fiscal discipline and financial sector development, is a critical instrument for strengthening macroeconomic resilience and ensuring external sustainability in West Africa's monetary union.

Keywords : Intra-WAEMU Trade; Balance of Payments; Monetary Union; Macroeconomic Uncertainty.

Introduction

L'intensification des interdépendances économiques et la progression des intégrations régionales ravivent les interrogations majeures sur la capacité des unions monétaires à absorber les chocs macroéconomiques et à préserver leur stabilité. Depuis les travaux pionniers de Mundell (1961) sur les zones monétaires optimales, la littérature souligne les tensions propres à ces structures, exposition accrue aux chocs asymétriques, contraintes de politique monétaire unique et vulnérabilités externes persistants (De Grauwe et Senegas, 2006; Krugman, 2009). Ces enjeux apparaissent avec une acuité particulière dans les unions monétaires en développement, où les asymétries structurelles et la dépendance aux matières premières limitent les mécanismes classiques d'ajustement.

A cet égard, l'Union Économique et Monétaire Ouest-Africaine (UEMOA) constitue un cas d'étude éclairant. Malgré les progrès réalisés en matière de stabilité nominale, les déséquilibres commerciaux, la forte dépendance aux importations essentielles et la concentration des exportations continuent d'exposer ses Etats membres à des vulnérabilités récurrentes. Les récentes fluctuations des cours mondiaux, les séquelles de la crise sanitaire (COVID-19) et les hétérogénéités structurelles entre pays soulignent la nécessité de renforcer les mécanismes internes d'ajustement.

Dans ce contexte, l'amélioration du commerce intra-zone apparaît comme un levier potentiel de résilience. La littérature en souligne les effets stabilisateurs, notamment via la diversification de la demande et l'absorption des chocs asymétriques (Eichengreen, 2010 ; Esposito et Messori, 2016). Pourtant, les échanges intra-UEMOA demeurent faibles, entre 10% et 15% des échanges totaux en 2025 (IMF, 2025 ; Afreximbank, 2023), un niveau très inférieur à d'autres unions monétaires. Cette faiblesse limite les gains attendus de l'intégration et interroge la soutenabilité des comptes extérieurs dans un environnement marqué par l'incertitude et par les transformations institutionnelles en cours, telles que les débats autour du franc CFA ou la mise en œuvre progressive de la Zone de libre-échange continentale africaine (ZLECAf).

Sur le plan académique, la contribution du commerce intra-zone à la soutenabilité externe au sein de l'UEMOA demeure peu explorée. Les travaux existants analysent l'intégration commerciale dans les unions monétaires (Krugman, 2009 ; Eichengreen, 2010 ; Gnimassoun et Coulibaly, 2014), mais peu évaluent spécifiquement le rôle des échanges intra-UEMOA dans les mécanismes d'ajustement externe dans un contexte de faible intégration financière et de chocs exogènes répétés.

Dès lors, la question centrale de cet article est la suivante : quelle contribution le commerce intra-UEMOA apporte-t-il aux mécanismes d'ajustement externe et à la stabilité macroéconomique de l'union ?

Pour y répondre, l'analyse s'appuie sur une double démarche. Sur le plan théorique, nous revisitons le modèle de gravité enrichi d'un cadre d'incertitude (Anderson et van Wincoop, 2003), afin d'identifier les canaux de transmission internes à l'union. Sur le plan empirique, nous mobilisons des données de panel couvrant la période 1994-2014, cohérente sur le plan statistique et suffisamment longue pour examiner les tendances structurelles, tout en mobilisant des éléments récents pour éclairer les implications actuelles.

Deux hypothèses structurent l'analyse :

- (i) L'incertitude dans la demande influence la structure du commerce intra-zone, encourageant la diversification et l'atténuation des chocs asymétriques (Esposito et Messori, 2016 ; Alawin et Abu-Lila, 2016) ;
- (ii) L'intégration commerciale soutient la soutenabilité externe, en renforçant la contrainte budgétaire intertemporelle et en réduisant la vulnérabilité globale de l'Union (Husted, 1992 ; Gnimassoun et Coulibaly, 2014).

L'article se structure de la manière suivante. La section II propose une revue de littérature sur l'évolution du modèle de gravité et ses applications aux unions monétaires. La section III développe le cadre théorique et formalise les hypothèses. La section IV présente la méthodologie empirique et discute les résultats. Enfin, la section V conclut en tirant les implications de politique économique et en esquisant des pistes pour des recherches futures.

1. Revue de littérature

La littérature sur l'intensification des échanges en union monétaire s'appuie sur la nouvelle théorie du commerce international, qui intègre imperfections de marché, économies d'échelle et incertitude. Elle s'articule autour de deux axes : l'évolution du modèle de gravité vers un cadre micro-économique plus robuste, et son application aux unions monétaires, où l'incertitude et les mécanismes d'ajustement macroéconomique jouent un rôle déterminant, notamment dans des unions émergentes comme l'UEMOA.

1.1. Modèle de gravité

Le modèle de gravité est passé d'une simple relation empirique (Tinbergen, 1962) à un cadre théorique rigoureux. Les premières micro-fondations reposent sur l'approche CES et la différenciation des produits (Armington, 1969 ; Anderson et al., 2003), puis sur l'intégration des rendements croissants et économies d'échelle (Bergstrand, 1989 ; Krugman, 1983). Les

versions plus récentes ont relié le modèle aux théories classiques (Deardorff, 1998a ; Eaton et Kortum, 2002) avant d'introduire l'hétérogénéité des firmes et les coûts fixes d'exportation (Melitz, 2003 ; Helpman et al., 2008). Anderson et van Wincoop (2003) ont renforcé le cadre en intégrant les « résistances multilatérales ». Ainsi, le modèle s'est progressivement transformé en un outil structurel robuste, apte à analyser les échanges dans des unions caractérisées par l'hétérogénéité et l'incertitude.

1.2. Unions monétaires

L'analyse du commerce en union monétaire s'est développée autour de l'« effet Rose », montrant initialement un fort impact de la monnaie commune sur les échanges (Rose, 2000), avant d'être révisé à la baisse (Havranek, 2010). Les gains proviennent surtout de la baisse des coûts de transaction et de la volatilité du taux de change. Dans les unions asymétriques comme l'UEMOA, l'effet reste limité en raison de la faible diversification et des obstacles non tarifaires. Sur le plan macroéconomique, la contrainte budgétaire intertemporelle (Husted, 1992) souligne que les échanges intra-zone peuvent contribuer à la soutenabilité externe (Gossé et Serranito, 2014 ; Poncet, 2006). Toutefois, en Afrique de l'Ouest, ces effets demeurent freinés par les contraintes structurelles (Gnimassoun et Coulibaly, 2014), même si des perspectives comme la ZLECAf pourraient renforcer l'intégration commerciale (Coulibaly et al., 2023).

1.3. Incertitude et ajustement macroéconomique

L'incertitude est un facteur déterminant dans le fonctionnement des unions monétaires. Si la disparition du risque de change réduit les coûts, elle peut exacerber les asymétries en l'absence de mécanismes compensatoires (Esposito et Messori, 2016). Les chocs stochastiques influencent la structure des échanges, surtout lorsque les résistances multilatérales diffèrent entre pays (Alawin et Abu-Lila, 2016). Le commerce intra-zone ne devient stabilisateur que s'il s'accompagne d'une diversification productive. Sur le plan intertemporel, la soutenabilité du compte courant dépend de la capacité d'ajustement futur (Husted, 1992), et les travaux montrent que les flux internes absorbent partiellement les chocs dans les unions avancées (Gossé et Serranito, 2014). À l'inverse, l'absence de mécanismes de transfert peut accentuer les divergences (Eichengreen, 2010), ce qui renforce l'importance des échanges internes pour l'ajustement macroéconomique dans des unions comme l'UEMOA.

2. Cadre théorique et hypothèses

L'argumentation théorique de l'intensification des échanges comme moyen d'ajustement macroéconomique en union monétaire procède de la détermination d'un cadre d'analyse et les

hypothèses du modèle théorique associé, en premier, et la présentation du modèle à des fins d'estimation, en second.

2.1. Le cadre d'analyse : la nouvelle théorie du commerce international

Le cadre théorique privilégié est la nouvelle théorie du commerce international (Krugman, 2009 ; Eichengreen, 2010). Un tel cadre a l'avantage de prendre en compte l'incertitude sur le marché des échanges commerciaux entre les pays membres de l'UEMOA.

2.1.1. Les hypothèses du modèle

Notre cadre d'analyse permet de distinguer deux hypothèses :

- **Hypothèse 1** : l'incertitude dans le niveau de la demande modifie la structure des échanges intra zone.

Depuis l'introduction de l'euro, la littérature sur le commerce en union monétaire a revisité l'« effet Rose » en intégrant davantage la diversification productive et l'incertitude comme déterminants clés des échanges. Si une monnaie commune réduit les coûts et la volatilité du taux de change, son impact varie selon l'exposition des pays aux chocs asymétriques. Parallèlement, le modèle de gravité a été progressivement théorisé, de l'approche CES d'Anderson (1979) aux modèles monopolistiques, Heckscher-Ohlin, ricardiens et à l'hétérogénéité des firmes (Melitz, 2003), montrant que les risques asymétriques structurent fortement les flux commerciaux.

Dans ce cadre, la modélisation retenue s'appuie sur Anderson et van Wincoop (2003), fondée sur une fonction de demande CES où chaque entreprise produit une variété unique. Les dépenses du pays j sur les biens du pays i :

$$x_{ij} \equiv \left(\frac{p_{ij}}{P_j} \right)^{1-\sigma} \cdot M_j \quad [3.1]$$

Où $\sigma > 1$, est l'élasticité de substitution; x_{ij} , les dépenses en consommation du pays j sur les variétés du pays i ; P_j est de type CES; M_j , dépenses d'importations dans le pays j et p_{ij} , est le prix consommé dans la nation j des biens produits dans le pays i .

$$p_{ij} = \mu_{ij} p_i \phi_{ij} \quad [3.2]$$

Dans cette égalité, p_i est le prix domestique du pays i , μ_{ij} est le prix marqué des échanges bilatéraux (cela dépend de l'hypothèse de la structure des marchés) et ϕ_{ij} le coût des échanges bilatéraux.

En combinant [3.2] et [3.1] nous observons la variation relationnelle entre les différents pays. Aussi, l'agrégation de toutes les variétés exportées du pays i au pays j , en supposant que toutes

les variétés produites dans la nation i sont symétriques, offre une équation agrégée des échanges bilatéraux.

$$X_{ij} = \sum_i x_{ij} = \eta_{ij} (\mu_{ij} p_i \phi_{ij})^{1-\sigma} \frac{M_j}{p_j^{1-\sigma}} \quad [3.3]$$

Où, X_{ij} indique la valeur des flux d'échange agrégé et η_{ij} , le nombre de variétés du pays i vendus dans le pays j .¹

L'équation de gravité repose alors sur deux éléments clés : le revenu capté par (M_j) et les coûts bilatéraux (ϕ_{ij}), qui structurent la fonction de demande. L'aspect essentiel du modèle réside dans le caractère relatif des prix, puisque la compétitivité dépend du ratio $\frac{p_{ij}}{p_j}$.

La condition d'équilibre des marchés, fondée sur la somme des ventes du pays i , s'écrit :

$$M_i = \sum_j \eta_{ij} x_{ij} \text{ équivalent à } M_i = p_i^{1-\sigma} \sum_j \eta_{ij} \left[(\mu_{ij} \phi_{ij})^{1-\sigma} \frac{M_j}{p_j^{1-\sigma}} \right] \quad [3.4]$$

Où la seconde égalité est justifiée par la substitution de l'expression x_{ij} , qui résulte de la substitution de l'équation [3.2] dans celle de [3.1].

La résolution de l'équation [3.4] pour $p_i^{1-\sigma}$ donne :

$$p_i^{1-\sigma} = \frac{M_i}{\omega_i} \text{ où } \omega_i = \sum_j \left[\eta_{ij} (\mu_{ij} \phi_{ij})^{1-\sigma} \frac{M_j}{p_j^{1-\sigma}} \right] \quad [3.5]$$

Où ω_i représente la moyenne de demande de tous les importateurs sur le marché d'échange. Cela est considéré différemment dans la littérature en incluant le marché potentiel (Helpman et al., 2008) ; l'ouverture du marché (Anderson et Wincoop, 2003) ou marché éloigné (Baier et Bergstrand, 2009).

En substituant [3.5] dans [3.4], on obtient l'équation structurelle de la gravité :

$$X_{ij} = \eta_{ij} (\mu_{ij} \phi_{ij})^{1-\sigma} \frac{M_j}{p_j^{1-\sigma}} \frac{M_i}{\omega_i} \quad [3.6]$$

En supposant que (i) chaque production diffère par pays, par exemple $\eta_{ij} = 1$, (ii), le niveau μ_{ij} dépend de la distance entre partenaires commerciaux et (iii), l'incertitude dans le niveau de demande (Alawin et Abu-Lila, 2016), nous obtenons un modèle de gravité augmenté :

$$X_{ij} = \phi_{ij}^{1-\sigma} \frac{M_j}{p_j^{1-\sigma}} \frac{M_i}{\omega_i \psi_i} \quad [3.7]$$

Où ψ_i représente le degré d'incertitude. L'équation [3.7] montre que la richesse d'un pays dépend de sa capacité à offrir des biens compétitifs ; inversement, de faibles échanges intra-zone renforcent les asymétries entre pays membres d'une union monétaire.

¹ Ce nombre est supposé égale 1 pour tous les marchés (Anderson et Wincoop, 2003)

- Hypothèse 2 : l'intégration économique contribue à la stabilité de l'union.

La stabilité macroéconomique d'une union monétaire est généralement appréhendée à travers la soutenabilité du compte de transactions courantes, selon l'approche intertemporelle de Husted (1992), particulièrement pertinente pour les économies en développement faiblement intégrées financièrement (Gnimassoun et Coulibaly, 2014). Nous considérons un modèle stochastique où C_t , I_t , G_t , Z_t et Y_t désignent respectivement la consommation, l'investissement, les dépenses publiques, les niveaux d'intégration macroéconomique et financière, et le revenu, dans un contexte d'ouverture au taux d'intérêt international i_t . On obtient alors :

$$C_t + I_t + G_t + Z_t = Y_t + (1 + i_t)Z_{t+1} \quad [3.8]$$

En définissant les exportations nettes comme, $NEX_t = Y_t - (C_t + I_t + G_t)$, l'équation précédente devient : $Z_t = (1 + i_t)Z_{t+1} + NEX_t$ [3.9]

Sous l'hypothèse d'un taux d'intérêt international constant et déterminé à $(t - 1)$, on a :

$$E(i_t \parallel \phi_{t-1}) = i \quad [3.10]$$

L'utilisation de l'équation [3.10] dans [3.9] permet d'obtenir la relation intertemporelle standard :

$$Z_t = \sum_{j=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+i}\right)^j E(NEX_{t+j} \parallel \phi_{t-1}) + \lim_{T \rightarrow \infty} \left(\frac{1}{1+i}\right)^T E(D_{t+T} \parallel \phi_{t-1}) \quad [3.11]$$

Le premier terme de droite dans l'équation [3.11] est la valeur présente du surplus d'exportations nettes futures ; le second terme est le niveau espéré d'intégration² dans un horizon infini T .

Ainsi, pour une stabilité macroéconomique de l'union, la valeur présente du niveau espéré d'intégration devrait être égale à zéro. C'est une condition transversale du contrôle optimal dont fait face les économies ouvertes à l'international sur le long terme. Par conséquent, la stabilité macroéconomique implique que :

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \left(\frac{1}{1+i}\right)^T E(D_{t+T} \parallel \phi_{t-1}) \quad [3.12]$$

Il est possible de montrer à partir de l'équation [3.12], $(Z_t - Z_{t-1}) \equiv CTC \equiv$ stationnarité du compte de transactions courantes³.

Le renforcement de l'intégration économique et financière malgré l'incertitude amenée par la divergence des économies, s'avère nécessaire pour une stabilité durable de l'économie.

² L'intégration est conduite par exemple par le stock de la dette (Cecen et Xiao, 2014) et les flux financiers intra zone (Gnimassoun et Coulibaly, 2014).

³ Une preuve plus élaborée est faite par Trehan et Walsh (1991) et Taylor (2002).

Dans ce cadre, la relation entre intensification des échanges et déséquilibres courants s'appuie sur l'identité macroéconomique classique d'une économie ouverte :

$$PIB = C + I + G + (X - M) \quad [3.13]$$

Avec PIB, le Produit intérieur brut, exprimant le revenu du pays.

Nous considérons que les échanges de la zone monétaire se décomposent entre les échanges intra-zone et extra-zone. Le solde des échanges intra-zone est par définition nul et ne contribue pas à la croissance de cette zone (Poncet, 2006).

Ainsi, on a :

$$PIB = Demande intérieure + (X_e - M_e) + (X_i - M_i) \quad [3.14]$$

Avec $(X_e - M_e)$ et $(X_i - M_i)$ la différence entre les exportations et importations respectivement extérieurs et intérieurs ; la *demande intérieure*, est l'ensemble des demandes de consommation, d'investissement, de dépenses publiques et autres.

En exprimant les échanges intérieurs par les échanges extérieurs, l'équation [3.14] devient :

$$(X_e - M_e) = Demande intérieure + PIB + (X_i - M_i) \quad [3.15]$$

$$\frac{(X_e - M_e) - PIB}{PIB} = \frac{Demande intérieure}{PIB} + \frac{(X_i - M_i)}{PIB} \quad [3.16]$$

Cette dernière relation montre que les échanges extérieurs dépendent des échanges intérieurs et de la demande globale, illustrant que la densification du commerce intra-zone contribue à la stabilité macroéconomique de l'union.

2.1.2. Le modèle à des fins d'analyse

La présentation du modèle à des fins d'estimations se fait à partir de sa spécification, d'une part, et de ses variables, endogènes et exogènes, d'autre part.

2.1.2.1. La spécification du modèle

Nous prenons appui sur le modèle de Gossé et Serranito (2014) qui prend forme de l'équation [3.16] et procède à la mise en évidence des canaux internes d'ajustement les plus pertinents au sein de l'OCDE. Nous augmentons son modèle dans le cadre des économies en développement par le volume d'exportations intra zone et l'effet du risque lié au non-respect du seuil prédéfini sur le solde budgétaire de base rapporté au PIB.

Afin d'explicitier notre modèle, nous postulons que la fonction f est non linéaire. La spécification du modèle permet d'écrire :

$$\frac{CTC}{PIB} = f\left(\frac{SBB}{PIB}, \frac{EC}{PIB}, \frac{INVEST}{PIB}, \frac{CREDIT}{PIB}\right) \quad [3.17]$$

Avec :

$\frac{CTC}{PIB}$, le compte de transactions courantes rapporté au PIB ;

$\frac{SBB}{PIB}$, le solde budgétaire de base rapporté au PIB ;

$\frac{EC}{PIB}$, l'ouverture commerciale intra zone rapportée au PIB ;

$\frac{INVEST}{PIB}$, l'investissement rapporté au PIB ;

$\frac{CREDIT}{PIB}$, le crédit total au secteur privé rapporté au PIB.

Ainsi, le solde du compte de transactions courantes rapporté au PIB est expliqué par l'ouverture commerciale intra zone, le solde budgétaire de base, l'investissement et le crédit total au secteur privé, tous rapportés au PIB.

2.1.2.2. Les variables du modèle

Nous présentons tour à tour la variable expliquée puis les variables explicatives.

a- La variable expliquée

La variable expliquée est représentée par les soldes des comptes de transactions courantes rapportés au PIB (*ctcy*). Le solde du compte de transactions courantes suivant le sixième manuel (FMI, 2008)⁴ est une des composantes des comptes de la balance de paiements. Elle est située au haut de cette balance et permet de recenser toutes les transactions économiques d'une économie (pays ou zone économique) avec le reste du monde au cours d'une période donnée.

b- Les variables explicatives

Les variables explicatives sont :

1°) Le solde budgétaire de base rapporté au PIB nominal (*sbby*) mesure l'équilibre des finances publiques hors aide au développement, en comparant les recettes internes aux dépenses courantes et d'investissement sur ressources propres. Dans l'UEMOA, il constitue le critère central de convergence, devant être au moins égal à 0%. Toutefois, la plupart des États ne respectent pas cette règle, ce qui limite leur accès aux mécanismes de solidarité communautaire.

2°) L'échange commercial intra zone rapporté au PIB (*ecy*) mesure la part des exportations de biens et services qu'un pays réalise avec les autres membres de l'union, appréciant ainsi l'intensité de son intégration commerciale régionale.

3°) L'investissement interne rapporté au PIB (*investy*) correspond à la formation brute de capital fixe exprimée en pourcentage du PIB. Il renseigne sur l'effort d'accumulation de capital, public et privé, et permet d'apprécier la capacité des économies de l'UEMOA à renforcer leur appareil productif.

⁴ Le compte de transactions courantes se subdivise en biens, services, revenus et transferts courants (selon le 6^{ème} manuel des balances de paiements) (FMI, 2008).

4°) Le crédit total au secteur privé rapporté au PIB (*credity*) mesure la part du financement bancaire et financier accordé aux agents économiques relativement à la taille de l'économie. Indicateur central de la profondeur du secteur financier, il reflète la capacité des banques, établissements financiers et du Trésor à soutenir l'activité par l'octroi de crédits.

Le canal du crédit établit une relation étroite entre l'offre de crédit et l'activité économique : une contraction du crédit freine la production, surtout dans les économies à marchés financiers peu développés (Mishkin, 1996). La littérature distingue un canal strict et un canal large à travers lesquels le crédit influence les cycles économiques.

Selon l'approche monétaire des balances de paiements, une expansion excessive du crédit réduit les réserves extérieures (Frenkel et Johnson, 1976) et peut détériorer les termes de l'échange, contribuant à la persistance des déséquilibres externes (Ogiogio, 1996). Ainsi, l'articulation entre crédit et échanges commerciaux devient essentielle pour stabiliser la balance des paiements, ce qui justifie les politiques de maîtrise de la liquidité mises en place par la BCEAO (Adamu et Itsede, 2010).

Globalement, ces éléments confirment la pertinence des variables retenues pour analyser l'ajustement macroéconomique via l'intensification des échanges commerciaux et le fonctionnement du marché financier dans l'UEMOA.

Le modèle à estimer se présente alors sous la forme non linéaire suivante :

$$ctcy_{i,t} = \theta_i + b_1 ecy_{i,t} + b_2 ecy_{i,t}^2 + b_3 investy_{i,t} + b_4 credity_{i,t} + b_5 sbby_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad [3.18]$$

Avec :

$y = PIB$; b_k avec $k = 1, \dots, 5$, (les vecteurs de) paramètres à estimer ;

$i = 1, \dots, N$; $N = 7$, désigne le nombre de pays ;

$t = 1, \dots, T$; $T = 22$, la dimension temporelle des données (nombre d'année) ;

θ_i , l'effet individuel.

La prise en compte des effets fixes pays permet d'inclure les spécificités commerciales des différents pays et les effets fixes temporels mesurent les chocs globaux affectant les pays de la même façon.

3. La présentation et l'interprétation des résultats

Il s'agit dans un premier temps de présenter les résultats de l'estimation empirique et dans un second temps, de procéder à leurs interprétations.

3.1. La présentation des résultats

Envisageons la présentation des données suivies de la démarche d'estimation, d'une part, et la synthèse des résultats, d'autre part.

3.1.1. La présentation des données et la démarche d'estimation

Il est présenté tour à tour les données et la démarche économétrique.

3.1.1.1. Les données d'estimation

Les données mobilisées proviennent des séries annuelles de la Banque mondiale (2016), complétées par les statistiques de la BCEAO (2016) pour les échanges commerciaux intra-zone. Elles couvrent la période 1993-2014⁵ pour les sept pays⁶ de l'UEMOA. En raison de la courte durée des séries, une base en panel a été constituée afin de combiner les dimensions temporelle et individuelle, portant l'échantillon total à 154 observations. Ce choix améliore la puissance statistique du modèle, mais nécessite des méthodes d'estimation adaptées pour traiter l'hétérogénéité entre pays.

3.1.1.2. La démarche économétrique

S'inspirant des travaux de DeBelle et Faruqee (1996) et de Clower et Ito (2012) sur données de panel hétérogènes, l'étude retient la régression quantile pour analyser la relation non linéaire entre échanges commerciaux et solde courant dans l'UEMOA. Cette méthode (Koenker et Bassett, 1978), enrichie par Koenker et Hallock (2001), permet d'examiner non pas la moyenne conditionnelle mais l'ensemble de la distribution conditionnelle du solde courant, ce qui est essentiel dans une union composée de pays aux profils structurels différents.

La régression quantile estime les effets marginaux des variables explicatives sur différents quantiles de la distribution, offrant une lecture flexible et robuste aux asymétries, aux régimes économiques et aux spécifications paramétriques. Elle constitue ainsi un outil adapté pour mesurer l'impact différencié des chocs commerciaux sur les pays de l'UEMOA et comprendre comment ces flux influencent le processus d'ajustement macroéconomique au sein de l'union. Etant donné qu'il s'agit des séries en données de panel, nous choisissons d'abord d'effectuer un test de corrélation entre les variables pour mieux observer leur relation empirique. La corrélation entre les variables mises en relation procède de la validation de l'hypothèse nulle H_0 , absence de corrélation contre l'existence d'une corrélation (H_1) à partir des coefficients de Pearson⁷. Ces coefficients (annexe C.1) indiquent l'existence d'une relation linéaire entre toutes variables au seuil de 1% et 5%.

Les premiers résultats descriptifs montrent que le solde courant (rapporté au PIB) réagit de manière contrastée aux variables explicatives. Il est positivement associé aux exportations intra-

⁵ Cette période présente une quasi-absence de données pour la Guinée-Bissau. Cette raison nous a contraints à l'extirper de cette étude.

⁶ Bénin, Burkina-Faso, Côte d'Ivoire, Mali, Niger, Sénégal et Togo.

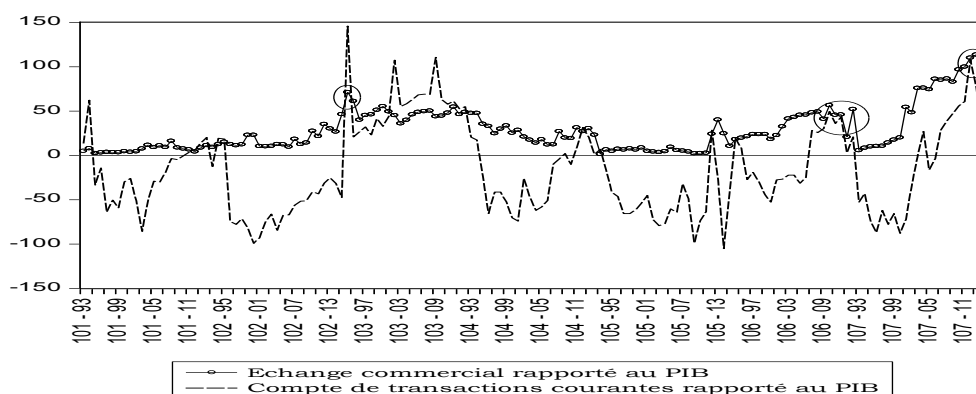
⁷ Le coefficient de corrélation constitue une mesure de l'intensité de liaison linéaire entre 2 variables. Il est dit de Bravais-Pearson ou Pearson lorsqu'il correspond à la normalisation de la covariance par le produit des écarts-types.

UEMOA et au crédit au secteur privé, tandis que le solde budgétaire de base et l'investissement intérieur exercent une influence négative. De plus, le solde budgétaire de base présente une corrélation négative significative avec les échanges commerciaux (-16,3%) et le crédit (-52,9%), révélant son rôle déstabilisateur potentiel.

Ces relations mettent en évidence l'importance des dynamiques commerciales et financières dans la stabilisation macroéconomique de l'union, ce que les estimations économétriques approfondiront ultérieurement.

La figure 3.1 confirme visuellement la procyclicité entre flux d'exportations et solde courant : chaque hausse marquée des échanges intra-zone correspond à un pic positif du solde extérieur. La Côte d'Ivoire illustre particulièrement ce phénomène entre 1997 et 2009, période durant laquelle ses surplus courants s'amplifient parallèlement à l'essor de ses échanges commerciaux.

Figure 3. 1: Relation entre l'échange commercial rapporté au PIB et le compte de transactions courantes sur le PIB pour les pays de l'UEMOA



Source : Auteur à partir du logiciel Eviews 10

Les autres pays constituant l'union ont au moins un pic positif de leur solde courant, propulsé par le niveau d'échange commercial malgré le déficit persistant. Cela montre bien que plus un pays en union a de l'intérêt pour les échanges intra, mieux son solde courant ne se creuse et par ricochet stabilise l'économie.

Nous effectuons par la suite les tests de stationnarité en panel hétérogène de la première génération, à savoir les tests de Fisher avec l'utilisation du Dickey Fuller Augmented (Fisher-ADF)⁸ et du Philips-Perron (Fisher-PP)⁹ et le test d'Im-Pesaran-Shin (IPS)¹⁰ afin de détecter la présence ou non de racine unitaire en absence de rupture de tendance.

Les hypothèses de l'ensemble de ces tests sont les mêmes et se définissent comme suit :

H_0 : Toutes les séries sont non stationnaires ;

⁸ Fisher-ADF, proposé par Maddala et Wu (1999)

⁹ Fisher-PP, proposé par Choi (2001)

¹⁰ Im, Pesaran et Shin (2003)

H_1 : Seule une fraction des séries individuelles est stationnaire.

Le choix de ces tests se justifie pour leur capacité à prendre en compte l'hétéroscédasticité des résidus du modèle. Ainsi, le tableau 2 permet de rejeter l'hypothèse nulle de la non-stationnarité lorsque la probabilité (p-value) est inférieure à sa valeur critique pour chacune des variables en panel incluant les effets fixes individuels et les trends.

Tableau 3. 1 : Tests de racine unitaire

	En niveau			En différences premières			Conclusion
	ADF-Fisher	IPS	PP-Fisher	ADF-Fisher	IPS	PP-Fisher	
<i>Ctcy</i>	33.824* (0.002)	-3.262* (0.000)	35.604* (0.0012)	52.471* (0.000)	-4,776* (0.000)	141.680* (0.000)	I(1)
<i>Sbby</i>	10.092 (0.755)	0.343 (0.634)	11.894 (0.614)	30.582* (0.006)	-2.882* (0.002)	70.076* (0.000)	I(1)
<i>Ecy</i>	22.651* (0.066)	-0.771 (0.220)	0.196 (0.227)	-43.850* (0.000)	-4.179* (0.000)	102.686* (0.001)	I(1)
<i>Investy</i>	18.369 (18.369)	-0.852 (0.196)	48.322* (0.000)	57.209* (0.000)	-5.893* (0.000)	393.548* (0.001)	I(1)
<i>Credity</i>	12.109 (0.597)	1.146 (0.874)	58.255* (0.000)	47.289* (0.000)	-4.764* (0.000)	356.110 (0.000)	I(1)

Note : *indique le rejet de l'hypothèse nulle à 5%. (), sont des p-values.

Source : Auteur

Selon ce principe, on ne peut rejeter l'hypothèse nulle pour l'ensemble des séries de notre modèle. Ainsi, les statistiques du test conduisent à une présence de racine unitaire et sont donc stationnaires lorsqu'on considère les différences premières. En d'autres termes, les variables *ctcy*, *sbby*, *ecy*, *investy* et *credity* sont intégrées d'ordre un.

Ces résultats favorisent la correction à apporter au modèle à estimer. En effet, pour corriger notre modèle comportant des variables intégrées d'ordre un, nous différencions les variables, c'est-à-dire soustrayons à chaque observation la valeur de la période précédente puisque la tendance déterministe n'est pas avérée.

Par conséquent, à l'effet de nous assurer du bon diagnostic sur les estimations faites, nous procédons à des tests post-estimations. Ainsi, les tests de Breusch-Pagan Chi-square, Pearson LM Normal, Pearson CD Normal, Friedman Chi-square et Frees Q, révèlent respectivement une dépendance entre les pays à l'étude. En effet, le rejet de l'hypothèse nulle de non-dépendance, permet de comprendre qu'un choc reçu dans un pays en union, se répercute sur l'ensemble des autres pays en union. Les détails des résultats sont en annexe C.3.

Dans le même sens, le test de stabilité des coefficients permet de comparer la statique de tous les coefficients. Les résultats de l'annexe C.5 ne permet pas de rejeter l'hypothèse nulle de la comparaison statique de tous les coefficients estimés.

3.1.2. La synthèse des résultats

L'analyse de l'échange commercial intra-UEMOA comme meilleure modalité d'ajustement macroéconomique permet d'obtenir les résultats synthétisés dans le tableau 3 (les détails des résultats sont en annexe C.4).

Il ressort de l'analyse de ce tableau que l'impact des flux commerciaux est mieux apprécié significativement par la distribution quadratique des quantiles 0.025 ; 0,1 et 0.5. En effet, aux valeurs indiquées à ces quantiles, l'échange commercial intra zone explique de façon indirecte le solde de transactions courantes.

Tableau 3. 2: Les résultats du modèle

	0.025	0.1	0.5
Decy	-	-	+
decy ²	+	+	-
Dinvesty	Pas significatif	-	-
Dcredity	+	Pas significatif	Pas significatif
Dsbyy	Pas significatif	Pas significatif	-
R ²	17.24%	13.18%	15.08%

Source : Auteur

La réduction des échanges extérieurs permet une concentration de l'exportation interne dans l'union. Ainsi, à ces conditions, l'investissement intérieur rapporté au PIB demeure négatif ou contracyclique à l'évolution des déficits courants. En outre, le crédit total au secteur privé et le solde budgétaire de base, tous deux rapportés au PIB influencent significativement le solde courant respectivement aux quantiles 0.025 et 0.5. Ainsi, les déficits budgétaires sont corrélés négativement au déficit courant dans cette étude. Ce résultat se révèle contraire aux analyses sur les déficits jumeaux. Par contre, l'effet positif et logique est observée au niveau du crédit accordé à l'économie. Ce dernier fait croître la masse monétaire qui donne plus de pouvoirs d'achats aux agents économiques et creuse le déficit courant par le truchement de l'investissement au profit de l'épargne.

A la lumière de cette analyse, toute chose étant égale par ailleurs, une intensification des exportations de biens et services internes reste primordiale pour la stabilité macroéconomique de l'union.

Ainsi à la médiane, deux résultats essentiels peuvent être considérés :

- 1°) l'incertitude amenée par la divergence des soldes budgétaires de base influence négativement des échanges commerciaux dans l'économie.
- 2°) L'intensification des échanges intra zone ajuste le solde de transactions courantes.

3.2. L'interprétation des résultats

Relativement à notre hypothèse de travail, l'intensification des échanges commerciaux intra zone favorise l'ajustement de la balance des transactions courantes au sein d'une union monétaire telle l'UEMOA. La validation de cette hypothèse permet de façon successive de discuter l'influence du solde budgétaire de base et des échanges commerciaux intra-zone rapportés respectivement au PIB respectivement sur le partage de risque et la stabilité de l'économie dans cette union.

3.2.1. Le partage de risque, une conséquence de l'intégration économique par les échanges commerciaux en union monétaire

L'UEMOA vise la création d'un marché commun fondé sur la libre circulation, un tarif extérieur commun et une compétitivité accrue. Toutefois, ce marché reste sous-exploité, en raison du faible niveau des échanges intra-zone. La forte ouverture extérieure des pays membres conjuguée à la parité fixe avec l'EURO, accroît leur exposition aux chocs internationaux et introduit une incertitude susceptible de fragiliser l'union. L'intensification des échanges intra-UEMOA est ainsi considérée comme un mécanisme d'ajustement, capable de réduire l'asymétrie des chocs et d'améliorer l'optimalité de l'union (Frankel et Rose, 1997, 1998 ; Baxter et Kouparitsas, 2005), même si certains auteurs estiment qu'elle peut accentuer la spécification et donc les divergences (Eichengreen, 1992 ; Krugman, 1993).

La littérature souligne par ailleurs l'endogénéité des critères de zone monétaire optimale : le commerce intensifié tend, à terme, à accroître la symétrie des cycles (Frankel et Rose, 1998). En Afrique, les unions monétaires ont démontré une capacité à stimuler le commerce (Masson et Pattillo, 2004 ; Tsangarides et al., 2006, 2008), ce qui pourrait atténuer les coûts aux chocs symétriques. Cependant, cette dynamique ne règle pas la question du partage des risques, essentiel pour soutenir l'ajustement face aux chocs.

Le risk-sharing, au cœur des travaux d'Asdrubali et al. (1996) et de Mundell (1961), repose sur la mutualisation des risques via les flux financiers, les transferts budgétaires et l'intégration financière. Il vise à découpler consommation et revenu domestique afin de lisser les chocs au sein de l'union. Les études montrent que, dans les unions avancées, ces mécanismes jouent un rôle clé, alors qu'ils restent limités en Afrique, malgré quelques travaux pionniers (Yehoue, 2005 ; Tapsoba, 2009). En leur absence, les pays demeurent vulnérables aux déficits de balance des paiements et aux ajustements douloureux.

Cette étude contribue à ce débat en montrant que l'intensification des échanges n'est pertinente que si elle s'accompagne d'une réduction de l'incertitude budgétaire, mesurée par la stabilité

du solde budgétaire de base rapporté au PIB. Le respect d'un seuil de 17,51% apparaît déterminant pour la cohérence entre solde courant, soutenabilité monétaire et partage des risques. Dès lors, la consolidation de l'union monétaire passe par trois leviers : l'intensification du commerce intra-zone, la discipline budgétaire et le renforcement du risk-sharing.

3.2.2. La stabilité de l'économie, une finalité de l'intégration financière par les échanges commerciaux en union monétaire

Les pays de l'UEMOA présentent des structures économiques hétérogènes, une diversification limitée et une forte vulnérabilité aux chocs, ce qui entretient la volatilité de la production et les déficits récurrents du compte courant. Faute d'intégration avancée des marchés des biens, du travail et du capital, l'ajustement repose davantage sur les fondamentaux internes et sur le développement de l'intégration financière (Güven, 2016). Celle-ci s'appuie sur les réformes économiques et institutionnelles, l'ouverture aux investissements, et un processus graduel d'intégration des modèles des capitaux (Bekaert et Harvey, 1995), même si les marchés restent souvent partiellement intégrés.

La théorie financière montre que la segmentation limite la capacité des économies à stabiliser les chocs, tandis que l'intégration réduit le coût du capital et facilite la convergence (Ross, 1976 ; Stulz, a, 1981). Dans ce contexte, l'UEMOA, dotée d'un marché financier embryonnaire et de faibles échanges intra zone, bénéficie peu des mécanismes classiques d'intégration économique. La dynamique des échanges s'applique notamment par les effets de création et de diversion (Bhagwati, 1994), et par les écarts de taux d'intérêt et de revenu national.

Le taux d'intérêt et le taux de change jouent un rôle clé dans l'ajustement externe. En union monétaire, la politique monétaire répond aux agrégats de la zone et non aux situations nationales, tandis que l'appréciation du taux de change peut détériorer la compétitivité et le compte courant (Bratu, 2011 ; Mirdala, 2012). Les études empiriques confirment que la demande intérieure, la demande étrangère et les différentiels de prix déterminent les flux commerciaux (Hooper et al., 2000 ; Funke et Nickel, 2006).

Le lien entre crédit, demande intérieure et déficits externes est également bien documenté : l'expansion du crédit stimule la demande et creuse les déficits courants (Mendoza et Terrones, 2012 ; Lane et McQuade, 2014), tandis qu'une entrée de capitaux nourrit à son tour la croissance du crédit. Les travaux sur l'UEMOA (Demetriades et Fielding, 2011) confirment ces interactions.

Au total, l'intensification des échanges intra-UEMOA, combinée au développement de l'intégration financière, apparaît comme un levier essentiel pour stabiliser les balances des paiements et renforcer l'ajustement macroéconomique au sein de l'union.

Conclusion

L'étude montre que l'intensification des échanges intra-UEMOA constitue un levier important d'ajustement macroéconomique. Les résultats, fondés sur un modèle non linéaire de régression quantile, indiquent que ces échanges contribuent à stabiliser le compte courant, surtout lorsque l'incertitude budgétaire augmente. Le non-respect du solde budgétaire de base renforce même le rôle correcteur du commerce intra-zone, tandis que le crédit au secteur privé et l'investissement soutiennent la capacité productive et les exportations internes.

Les apports majeurs de la recherche résident dans : (i) l'identification d'une relation non linéaire entre commerce et solde courant ; (ii) l'articulation entre discipline budgétaire, dynamique du crédit et ajustement externe ; (iii) la mise en évidence du potentiel stabilisateur du commerce intra-zone.

Cependant, les limites de données (1993-2014) et la non-prise en compte des barrières non tarifaires restreignent la portée des conclusions.

Les perspectives de politique publique incluent : renforcer la discipline budgétaire, diversifier les économies, approfondir l'intégration financière et lever les obstacles à la circulation des biens. Mobilisés simultanément, ces leviers permettraient de transformer le commerce intra-UEMOA en véritable moteur de stabilité macroéconomique.

Références Bibliographiques

- Adamu P. A. et Itsede O. C. (2010), "Balance of Payments Adjustment: The West African Monetary Zone Experience". *Journal of Monetary and Economic Integration*. Vol 10 No2.
- Alawin M. et Abu-Lila Z. (2016), "Uncertainty and Gravity Model for International Tourism Demand in Jordan: Evidence from Panel-GARCH Model". *Applied Econometrics and International Development*, 16, (1).
- Anderson J. E. et Wincoop E. J. (2003), "Gravity with Gravitas: A Solution to the Border Puzzle". *American Economic Review*, Vol. 93, No. 1, (Mar., 2003), pp. 170-192.
- Armington P. (1969), "A Theory of Demand for Products Distinguished by Place of Production". *IMF Staff Papers* 16 (3): 159–76.
- Asdrubali P., Sørensen B. E. et Yosha O. (1996), "Channels of interstate risk sharing: United States 1963–1990". *The Quarterly Journal of Economics*, 111(4), 1081-1110.

Baier S. L. et Bergstrand J. H. (2009), "Estimating the effects of free trade agreements on international trade flows using matching econometrics". *Journal of international Economics*, Vol. 77.1 (2009): 63-76.

Bekaert G. et Harvey C. (1995), "Time Varying World Market Integration". *Journal of Finance*, 50(2), pp.403-44.

Bergstrand J. (1989), "The generalized gravity equation, monopolistic competition, and the factor-proportions theory in international trade". *The review of economics and statistics*, 71, (1), 143-53.

Bratu M. (2011), "Modeling and Forecasting the Exchange Rate in Romania". *Romanian Journal of Economics*, Institutul de Economie Națională al Academiei Române, 33(2) :56-72.

Choi I. (2001), "Unit root tests for panel data". *Journal of International Money and Finance*, 20, issue 2, p. 249-272.

Clower E. et Ito H. (2012), "The Persistence of Current Account Balances and its Determinants: The Implications for Global Rebalancing". ADBI Working Paper 400. Tokyo: Asian Development Bank Institute.

De Grauwe P. et Senegas. A. (2006), "Monetary policy design and transmission asymmetry in EMU: Does uncertainty matter? ". *European Journal of Political Economy* 22, 787-808.

Deardorff A. V. (1998a), "Fragmentation across Cones". Discussion Paper No. 427, Research seminar in International Economics, University of Michigan, August, 7.

Debelle G. et Faruqee H. (1996), "What determines the current account? A cross-sectional and panel approach". IMF Working Paper No.58. Washington, DC: International Monetary Fund. (1996).

Demetriades P. et Fielding D. (2011), "Information, Institutions and Banking Sector Development in West Africa". *Western Economic Association International* (ISSN-0095-2583).

Eaton J. et Kortum S. (2002), "Technology, Geography and Trade". *Econometrica*, 70(5), 1741-1779.

Eichengreen B. (2010), «Global imbalances and the lessons of Bretton Woods ». MIT Press Books, The MIT Press, edition 1, volume 1, number 0262514141.

Esposito P. et Messori M. (2016), "Improved Structural Competitiveness or Deep Recession? On the recent macroeconomic rebalances in the EMU". SEP Working Papers 2016/3, LUISS School of European Political Economy.

Frankel J. A. et Rose A. (1998), "The endogeneity of the optimum currency area criteria". *Economic Journal*, vol. 108, n° 449, p. 1009-1025.

Frenkel J. A. et Johnson H. G. (1976), "The Monetary Approach to the Balance of Payments". London: George Allen and Unwin, and Toronto: University of Toronto Press.

Funke K. et Nickel C. (2006), "Does fiscal policy matter for the trade account? A panel cointegration study". ECB Working Paper 620.

Güven C. (2016), "Financial integration: The role of tradable and non-tradable goods". *Economic Modelling*, Elsevier, vol. 53(C), pages 345-353.

Havranek T. (2010), "Rose effect and the euro: is the magic gone? ". *Review of World Economics*, 146 (2): 241-261.

Helpman E., Melitz M. et Rubinstein Y. (2008), "Estimating Trade Flows: Trading Partners and Trading Volumes". *The Quarterly Journal of Economics*, Oxford University Press, vol. 123(2), pages 441-487.

Helpman E., Melitz M. et Rubinstein Y. (2008), "Estimating Trade Flows: Trading Partners and Trading Volumes". *The Quarterly Journal of Economics*, Oxford University Press, vol. 123(2), pages 441-487

Hooper P., Johnson K. et Marquez J. (2000), "Trade Elasticities for the G7 Countries". *Princeton Studies in International Economics*, 87.

Husted S. (1992), "The Emerging U.S. Current Account Deficit in the 1980s: A Cointegration Analysis". *The Review of Economics and Statistics*, MIT Press, vol. 74(1), pages 159-166, February.

Im K. S., Pesaran M. H. et Shin Y. (2003), "Testing for unit roots in heterogeneous panels" *Journal of econometrics* 115.1: 53-74.

Koenker R. et Bassett G. Jr (1978), "Regression Quantiles". *Econometrica*, Vol. 46, No. 1. (Jan., 1978), pp. 33-50.

Koenker R. et Hallock K. (2001), "Quantile regression: An introduction". *Journal of Economic Perspectives* 15.4 (2001): 43-56.

Krugman P. (1983), "New Theories of Trade among Industrial Countries". *American Economic Review*, American Economic Association, vol. 73(2), pages 343-347, May.

Krugman P. (2009), "Revenge of the Glut". *The New York Times*, 1 March

Lane P.R. et McQuade P. (2014), "Domestic Credit Growth and International Capital Flows". *Scandinavian Journal of Economics*, forthcoming.

Maddala G. S. et Wu S. (1999), "A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test ". Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 61, issue 0, p. 631-52.

Masson P. R. et Pattillo C. A. (2004), "The Monetary Geography of Africa". Brookings Institution Press, Washington, DC.

Melitz M. (2003), "The Impact of Trade on Intra-industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity". *Econometrica* 71 (6): 1695–1725.

Mendoza E. et Terrones M. (2012), "An Anatomy of Credits Booms and their Demise". *Journal Economía Chilena*, Central Bank of Chile, 15(2), p. 4-32.

Mirdala R. (2012), "Macroeconomic Aspects of Real Exchange Rate Volatility in the Central European Countries, *Journal of Applied Economic Sciences*, 7(2): 163-178.

Mishkin F. S. (1996), "The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy". NBER Working Papers 5464, National Bureau of Economic Research, Inc.

Mundell R. A. (1961), "A Theory of Optimum Currency Areas". *American Economic Review* 53: 657–64.

Ogiogio G. O. (1996), "A statistical analysis of Foreign exchange rate behaviour in Nigeria". Auction. AERC Research Paper 49.

Poncet S. (2006), "Economic Integration of Yunnan with the Greater Mekong Subregion ". *Asian Economic Journal*, East Asian Economic Association, vol. 20(3), pages 303-317, September.

Rose A. K. (2000), "One money, one market: the effect of common currencies on trade". *Economic Policy*, CEPR; CES; MSH, vol. 15(30), pages 7-46, 04.

Stulz R. (1981a), "A model of international asset pricing". *Journal of Financial Economics* 9.4 (1981a): 383-406.

Tapsoba, J.-A. (2009), "Intégration monétaire africaine et changements structurels : commerce, partage des risques et coordination budgétaire". Diss. Université d'Auvergne-Clermont-Ferrand I, 2009.

Tinbergen J. (1962), "Shaping the World Economy". The Twentieth Century Fund, New York.

Tsangarides C. G., Ewencyk P. et Hulej M. (2006), "Stylized facts on bilateral trade and currency unions: Implications for Africa". IMF Working Paper 06/31, International Monetary Fund.

Tsangarides C. G., Ewencyk P., Hulej M. et Qureshi M. S. (2008), "Are Africa's Currency Unions Good for Trade?". Forthcoming in IMF Staff papers (advance online publication, November 11, 2008; doi:10.1057/imfsp.2008.27).

Yehoue E. B. (2005), "International Risk Sharing and Currency Unions: The CFA Zones". IMF Working Papers 05/95, International Monetary Fund.

Annexe

Annexe C.1 : Coefficient de corrélation des variables

	ctcy	sbyy	ecy	investy	credity
ctcy	1				
sbyy	-0,156 (-0,053)	1			
ecy	0,209** -0,009	-0,163 (-0,043)	1		
investy	-0,214 -0,007	-0,59 -8E-16	-0,130 (-0,108)	1	
credity	0,200* (-0,012)	-0,529 -1,7E-12	0,457** -2,56E-09	0,239** -2,00E-03	1

(**),(*). Significativité de la corrélation à 1% et 5%.

Les valeurs entre parenthèses sont les p-value du test de significativité des coefficients de corrélation.

Source : Auteur à partir du logiciel Eviews 10

Annexe C.2: Test de cointégration

Johansen Fisher Panel
Cointegration Test
Series: DCTCY DSSBY DECY DINVESTY DCREDITY
Sample: 1993 2014
Included observations: 154
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace and Maximum Eigenvalue)

Hypothesized	Fisher Stat.*		Fisher Stat.*	
	No. of CE(s)	(from trace test)	Prob.	(from max-eigen test)
None		152.8	0.0000	116.2
At most 1		56.52	0.0000	28.30
At most 2		35.36	0.0013	22.14
At most 3		21.11	0.0988	17.30
At most 4		13.86	0.4603	13.86

* Probabilities are computed using asymptotic Chi-square distribution.

Individual cross section results

Cross Section	Trace Test		Max-Eign Test	
	Statistics	Prob.**	Statistics	Prob.**
Hypothesis of no cointegration				
Bénin	103.6120	0.0028	46.7092	0.0044
Burkina Faso	125.5402	0.0000	62.9492	0.0000
Côte d'Ivoire	142.3889	0.0000	54.9526	0.0003
Mali	142.6976	0.0000	61.3479	0.0000
Niger	106.6626	0.0014	37.6227	0.0601
Sénégal	152.2763	0.0000	91.8419	0.0000
Togo	83.5518	0.1127	28.3545	0.4310
Hypothesis of at most 1 cointegration relationship				
Bénin	56.9028	0.1679	21.9316	0.4987
Burkina Faso	62.5910	0.0638	30.8513	0.0708

Côte d'Ivoire	87.4363	0.0002	39.5028	0.0052
Mali	81.3497	0.0009	30.2906	0.0822
Niger	69.0399	0.0173	26.0092	0.2315
Sénégal	60.4344	0.0941	24.9553	0.2890
Togo	55.1974	0.2160	19.2945	0.7071
Hypothesis of at most 2 cointegration relationship				
Bénin	34.9713	0.2463	17.8103	0.3919
Burkina Faso	31.7397	0.4026	16.9308	0.4636
Côte d'Ivoire	47.9334	0.0145	34.2758	0.1047
Mali	51.0592	0.0063	28.2031	0.0239
Niger	43.0307	0.0487	33.2922	0.1368
Sénégal	35.4791	0.2259	15.9082	0.5529
Togo	35.9029	0.2098	17.0516	0.4534

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Source : Auteur à partir du logiciel Eviews 10

Annexe C.3 : Régression quantile

Dependent Variable : DCTCY

Method: Quantile Regression (Median)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DECY	0.833265	0.497290	2.675610	0.0259
DECY_	-0.798801	0.454107	-2.759182	0.0086
DINVESTY	-2.836309	0.834390	-3.399263	0.0009
DCREDITY	0.103405	0.074357	1.390657	0.1664
DSBBY	-0.175132	0.044042	-3.976484	0.0001
C	-49.02441	13.39062	-3.661100	0.0003
Pseudo R-squared	0.150827	Mean dependent var		-43.91006
Adjusted R-squared	0.122139	S.D. dependent var		39.64405
S.E. of regression	37.42857	Objective		2121.062
Quantile dependent var	-50.06100	Restr. objective		2497.798
Sparsity	86.58001	Quasi-LR statistic		34.81044
Prob(Quasi-LR stat)	0.000002			

Dependent Variable : DCTCY

Method: Quantile Regression (tau = 0.025)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DECY	-1.609164	0.500393	-3.215801	0.0016
DECY_	0.015666	0.004468	3.506527	0.0006
DINVESTY	-0.566026	0.644157	-0.878709	0.3810
DCREDITY	0.176904	0.057091	3.098613	0.0023
DSBBY	0.002760	0.052650	0.052415	0.9583
C	-101.7126	13.17128	-7.722305	0.0000
Pseudo R-squared	0.172470	Mean dependent var		-43.91006
Adjusted R-squared	0.144513	S.D. dependent var		39.64405
S.E. of regression	78.44493	Objective		249.4684
Quantile dependent var	-107.8805	Restr. objective		301.4615
Sparsity	238.4661	Quasi-LR statistic		17.88976
Prob(Quasi-LR stat)	0.003088			

Dependent Variable : DDCTCY

Method : Quantile Regression (tau = 0.1)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DECY	-1.734128	0.548366	-3.162356	0.0019
DECY_	0.017379	0.004515	3.849292	0.0002
DINVESTY	-1.619104	0.762480	-2.123471	0.0354
DCREDITY	0.065078	0.044060	1.477017	0.1418
DSBBY	-0.041254	0.060676	-0.679899	0.4976
C	-60.80798	12.81513	-4.745013	0.0000

Weighted Statistics

Pseudo R-squared	0.131812	Mean dependent var	-79.47014
Adjusted R-squared	0.102482	S.D. dependent var	79.50829
S.E. of regression	60.55175	Weighted mean dep.	-75.64529
Objective	772.5061	Quantile dependent var	-102.7530
Restr. objective	889.7915	Sparsity	70.40697
Quasi-LR statistic	37.01826	Prob (Quasi-LR stat)	0.000001

Dependent Variable : DCTCY

Method: Quantile Regression (tau = 0.25)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DECY	0.029871	0.135788	0.219984	0.8282
DECY_	6.46E-05	0.003088	0.020914	0.9835
DINVESTY	-0.221110	0.146318	-1.511161	0.1472
DCREDITY	-0.031684	0.009317	-3.400554	0.0030
DSBBY	-0.027880	0.014045	-1.985009	0.0618
C	7.483035	2.188020	3.420003	0.0029

Weighted Statistics

Pseudo R-squared	0.410563	Mean dependent var	3.614880
Adjusted R-squared	0.255449	S.D. dependent var	1.94E-16
S.E. of regression	2.488511	Weighted mean dep.	2.197237
Objective	11.20746	Quantile dependent var	0.942142
Restr. objective	19.01386	Sparsity	2.430313
Quasi-LR statistic	34.26235	Prob(Quasi-LR stat)	0.000002

Dependent Variable : DCTCY

Method: Quantile Regression (tau = 0.75)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DECY	0.531144	0.462438	1.148572	0.2526
DECY_	-0.006266	0.004222	-1.484159	0.1399
DINVESTY	-3.085451	0.824896	-3.740414	0.0003
DCREDITY	0.009110	0.114244	0.079745	0.9365
DSBBY	-0.141969	0.065491	-2.167769	0.0318
C	10.10130	21.06773	0.479468	0.6323

Pseudo R-squared	0.136910	Mean dependent var	-43.91006
Adjusted R-squared	0.107752	S.D. dependent var	39.64405
S.E. of regression	44.16212	Objective	1763.579
Quantile dependent var	-13.74323	Restr. objective	2043.332
Sparsity	114.0736	Quasi-LR statistic	26.15886
Prob(Quasi-LR stat)	0.000083		

Dependent Variable : DCTCY

Method: Quantile Regression (tau = 0.9)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DECY	0.244731	0.555374	0.440660	0.6601
DECY_	-0.002475	0.005714	-0.433108	0.6656
DINVESTY	-2.540489	0.925569	-2.744787	0.0068
DCREDITY	0.076015	0.135775	0.559859	0.5764
DSBBY	-0.053776	0.106444	-0.505204	0.6142
C	25.03170	22.53379	1.110852	0.2684
Pseudo R-squared	0.078123	Mean dependent var		-43.91006
Adjusted R-squared	0.046979	S.D. dependent var		39.64405
S.E. of regression	57.88426	Objective		1015.077
Quantile dependent var	6.467201	Restr. objective		1101.099
Sparsity	170.8894	Quasi-LR statistic		11.18609
Prob(Quasi-LR stat)	0.047813			

Dependent Variable : DCTCY

Method: Quantile Regression (tau = 0.975)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DECY	0.755843	3.152463	0.239763	0.8108
DECY_	-0.000225	0.055966	-0.004021	0.9968
DINVESTY	-1.800921	1.015216	-1.773928	0.0781
DCREDITY	0.001929	0.152600	0.012641	0.9899
DSBBY	-0.021742	0.145620	-0.149305	0.8815
C	44.19532	31.20545	1.416269	0.1588
Pseudo R-squared	0.203810	Mean dependent var		-43.91006
Adjusted R-squared	0.176912	S.D. dependent var		39.64405
S.E. of regression	88.74234	Objective		333.3813
Quantile dependent var	54.31091	Restr. objective		418.7207
Sparsity	404.0996	Quasi-LR statistic		17.32793
Prob(Quasi-LR stat)	0.003918			

Source : Auteur à partir du logiciel Eviews 10

Annexe C.4: Test de Dépendance pays

Cross-sectional dependence test for panel data

Equation:

Null hypothesis: Cross-sectional independence

Test	Statistic	d.f.	Prob.
Breusch-Pagan Chi-square	54.93602	21	0.0001
Pearson LM Normal	4.156318		0.0000
Pearson CD Normal	3.769047		0.0002
Friedman Chi-square	42.07267	21	0.0041
Frees Q	0.313506		

Asymtotic critical values* 1% 0.222533

5% 0.153662
 10% 0.117399

*Frees (1995) Q distribution

Annexe C.5 : Test de stabilité des variables

Symmetric Quantiles Test

Equation: UNTITLED

Specification: DCTCY DECY_ DINVESTY DCREDITY DSBBY C

Estimated equation quantile tau = 0.5

Number of test quantiles: 4

Test statistic compares all coefficients

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Wald Test	12.35792	6	0.0544

Restriction Detail: $b(\tau) + b(1-\tau) - 2*b(.5) = 0$

Quantiles	Variable	Restr. Value	Std. Error	Prob.
0.25, 0.75	DECY	-1.055914	0.797426	0.1855
	DECY_	0.009720	0.007329	0.1848
	DINVESTY	0.575333	1.328115	0.6649
	DCREDITY	-0.113591	0.119163	0.3405
	DSBBY	0.089686	0.077429	0.2467
	C	45.51779	33.26601	0.0409

Source : Auteur à partir du logiciel Eviews 10