

AMATH NDIAYE

Maitre de Conférences (FASEG) Université Cheikh Anta Diop de Dakar (UCAD)
amathndiay@gmail.com

KOMLAN AMEN DOGBE

Ingénieur-Statisticien-Economiste (ISE) ENSAE Dakar
dogbekmlanamen@gmail.com

RÉGIMES DE CHANGE ET CROISSANCE ÉCONOMIQUE DANS LA COMMUNAUTÉ ÉCONOMIQUE DES ÉTATS DE L'AFRIQUE DE L'OUEST

Résumé : L'objectif ici est d'étudier l'effet du régime de change sur la croissance du revenu par tête des pays de la CEDEAO, à partir des données de panel couvrant la période 2000-2015. L'étude s'appuie sur la méthode des moments généralisés en système, pour mettre en relief, qu'en dehors des fluctuations conjoncturelles, le régime de change, qu'il soit fixe ou flexible, n'a pas d'influence sur la croissance du revenu par tête des pays de la CEDEAO. D'après nos résultats, le régime de change fixe exerce un effet négatif mais conjoncturel sur la croissance du revenu par tête des pays de l'UEMOA, tandis que, pour les pays de la ZMOA, l'effet du régime flexible sur la croissance reste positif mais conjoncturel. A long terme, les déterminants structurels de la croissance du revenu par tête dans les pays de la CEDEAO sont l'écart de production, la valeur ajoutée de l'agriculture et l'investissement. Le régime de change n'est pas un déterminant structurel de la croissance économique des pays de la CEDEAO.

Mots-clés : régime de change, croissance.

JEL Classification : E23, F31.

Acronymes :

CEDEAO : Communauté des Etats de l'Afrique de l'Ouest

UEMOA : Union Economique et Monétaire Ouest Africaine

ZMOA : Zone Monétaire Ouest Africaine

EXCHANGE RATE REGIMES AND GROWTH IN THE ECONOMIC COMMUNITY OF WEST AFRICAN STATES

Abstract : The objective is to study the effect of the exchange rate regime on per capita income growth of ECOWAS countries, using a panel data covering the period 2000-2015. The study is based on the generalized method of moments, to show that, apart from cyclical fluctuations, the exchange rate regime, whether fixed or flexible, has no influence on the growth of the per capita income of the ECOWAS countries. According to our results, the fixed exchange rate regime has a negative but cyclical effect on the growth of the per capita income of the WAEMU countries, while for the WAMZ countries, the effect of the flexible regime on growth remains positive but cyclical. In the long term, the structural determinants of per capita income growth in ECOWAS countries are the output gap, the value added of agriculture, and investment. The exchange rate regime is not a structural determinant of economic growth in the ECOWAS countries.

Keywords : exchange rate regimes, growth.

Introduction

La recherche économique s'est beaucoup investie, ces dernières années, sur les effets potentiels de la politique de change, en termes de croissance économique, dans les pays développés et en développement. Toutefois, cet impact n'a pas été clairement tranché par la théorie économique.

La nature du régime de change adopté par un pays donné peut avoir des conséquences sur la croissance à moyen terme et ce, de deux manières: soit directement à travers ses effets sur les ajustements aux chocs, soit indirectement via son impact sur d'autres déterminants importants de la croissance économique tels que l'investissement, le commerce extérieur et le développement financier (Bailliu, Lafrance, & Perrault, 2003 ; Aloui & Sassi, 2005). Cependant, les auteurs s'opposent sur l'appréciation de l'efficacité des régimes de change.

Ainsi, Friedman (1953) s'est insurgé contre le système des taux de change fixes, arguant qu'ils étaient générateurs de crises spéculatives et d'instabilité.

Pour Mundell (1961), contrairement à Friedman, la fixité des taux de change réduit, en principe, les incertitudes liées aux transactions internationales. Elle favorise donc le commerce, l'investissement et par conséquent, la croissance économique. Cependant, en cas de chocs réels de grande ampleur, la rigidité du taux de change nominal pourrait induire un coût d'ajustement relativement important. Pour l'auteur, dans un régime de taux de change flexible, une détérioration significative des termes de l'échange conduirait à une dépréciation nominale et réelle de la monnaie (si l'inflation est maîtrisée), laquelle devrait permettre de relancer la production intérieure et de rétablir l'équilibre externe. Dans le contexte d'une zone

monétaire, caractérisée par un taux de change fixe, le rétablissement de l'équilibre suppose la réalisation des ajustements en termes réels (contraction de la demande intérieure, baisse des prix et des salaires).

Dans l'optique de Mac Kinnon (1963) « les petites économies » ont également tendance à être plus ouvertes et à présenter moins de rigidités nominales. Il en est ainsi car l'ouverture économique suppose une plus grande résilience, c'est-à-dire une plus grande capacité à s'adapter aux chocs de nature exogène. Or, l'avantage conféré par la fixité du taux de change nominal augmente et, inversement, son coût d'opportunité baisse lorsque la part des échanges internationaux dans l'activité s'accroît.

L'approche de Kenen (1969) met en relief la nature de la spécialisation des économies. Selon cette approche, l'impact des chocs exogènes affectant la production et/ou les prix est largement déterminé par le degré de concentration de la production. Par exemple, une forte dépendance vis-à-vis des matières premières, notamment agricoles, rend une économie vulnérable aux chocs climatiques. En revanche, une structure de production plus diversifiée limite l'impact, sur l'économie, des chocs spécifiques à un type de produit, rendant moins prégnant l'usage du taux de change nominal à des fins d'ajustement.

Mais Dodge (2007) estime qu'« un régime de change flottant peut permettre à l'économie de s'ajuster plus facilement aux chocs, en plus de jouer un rôle important au sein d'un ordre commercial et financier libéralisé et fondé sur le marché ». De plus, dans une zone monétaire, pour réagir à un choc survenu dans un pays de la zone par exemple, la banque centrale qui contrôle la monnaie doit s'assurer du consentement des autres pays membres de la zone avant de décider par rapport à une éventuelle manipulation du cours de la monnaie commune.

Au sein de la CEDEAO, nous distinguons l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA) et la Zone Monétaire Ouest Africaine (ZMOA). L'UEMOA est composée de huit pays francophones ayant une monnaie unique le franc CFA aligné sur l'Euro et à un taux de change fixe. Le Cap vert n'est pas dans l'UEMOA mais sa monnaie l'Escudo est alignée sur l'Euro à un taux fixe. La ZMOA est composée des 6 pays restants anglophones sauf la Guinée et qui ont opté pour un taux de change flexible.

Les travaux récents portant sur les pays de la CEDEAO ont donné une diversité de résultats. Simwaka (2010) trouve que les régimes de change fixe devraient être privilégiés par les pays de la CEDEAO, Diop et Fall (2011) estiment pour leur part que ces pays peuvent opter pour des régimes de change fixe et intermédiaire. Par contre, pour Dupasquier, Osakwe et Thangavelu (2005), le régime de change approprié pour les pays de la CEDEAO est le régime de change flexible. Ces résultats contradictoires font ressortir tout l'intérêt d'approfondir l'analyse des effets du régime de change sur la croissance du revenu par tête dans les pays de la CEDEAO.

Pour la suite de l'article, nous commencerons par l'analyse de quelques faits stylisés en comparant, au sein de la CEDEAO, les performances économiques de la ZMOA et de l'UEMOA. Ensuite nous procéderons à la revue de la littérature empirique, puis nous exposerons la méthodologie et enfin nous montrerons nos résultats et leurs analyses.

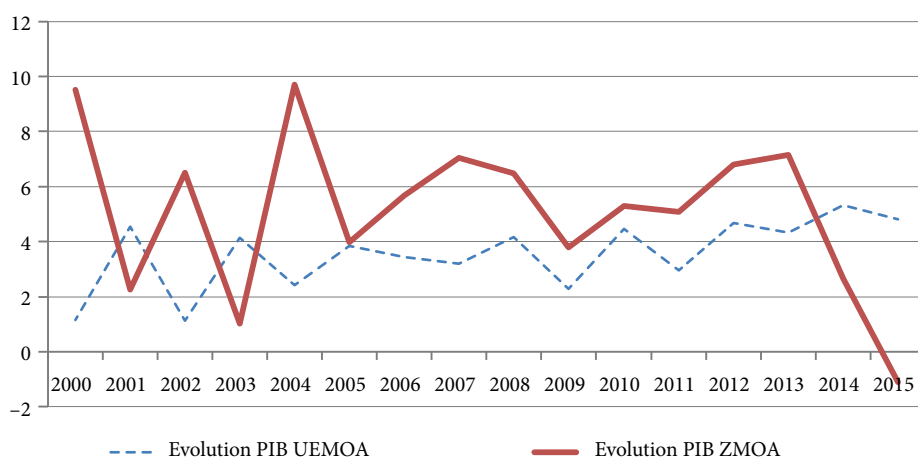
1. Quelques faits stylisés sur le régime de change et les performances macroéconomiques dans la CEDEAO

L'économie de l'Afrique de l'Ouest repose essentiellement sur quatre pays. Le Nigéria (70% du PIB régional) le Ghana, la Côte d'Ivoire et le Sénégal représentent 90% du PIB communautaire.

Les pays de l'UEMOA sont connus pour être les champions de la lutte contre l'inflation en Afrique sub-saharienne, cependant ceux de la ZMOA pendant longtemps ont réalisé des taux de croissance économique un peu plus élevés que ceux de l'UEMOA. Mais, les taux de croissance de l'UEMOA sont plus élevés si l'on exclut de la ZMOA, le Nigéria et le Ghana qui sont des exportateurs de pétrole.

1.1. Analyse comparative de la croissance économique

Pondéré par les poids respectifs des différents pays mesurés par leur part dans le PIB régional, le taux de croissance réel moyen des pays à régime de change flexible



Graphique 1. Evolution des taux de croissance moyens de l'UEMOA et de la ZMOA

Source : Calculs des auteurs.

a été de 3,5% contre 1,1% pour les pays à régime de change fixe sur la période 1997-2009 (Diaw & Ka, 2012).

Nous avons calculé une moyenne des taux de croissance et les résultats montrent que, depuis 1975, les pays à régimes de change flexibles de la ZMOA ont réalisé en moyenne des taux de croissance plus élevés sur la période 1997-2009. Le taux de croissance moyen des pays de la ZMOA a été de 6,5% dans cette période et de 4,3% pour les pays de l'UEMOA. Sur la période qui suit, c'est-à-dire 2010-2015, le taux de croissance moyen de la ZMOA était de 5,11% contre 3,56% pour l'UEMOA. Voir graphique 1 ci-dessous.

Entre 2012 et 2015, de nombreux pays d'Afrique de l'Ouest ont enregistré une forte croissance. Mais en 2016, la croissance a stagné à une moyenne d'environ 0,5%.

Dans la période récente, il y a eu un ralentissement généralisé de la croissance en 2016 ; le Nigéria et le Libéria avaient ainsi enregistré une croissance négative, la Côte d'Ivoire par contre avait connu une croissance très élevée de près de 9%. Le ralentissement au Nigéria, compte tenu de son poids dans l'économie de la région, avait fait considérablement chuter la moyenne de l'Afrique de l'Ouest. En 2017, la croissance régionale a rebondi, atteignant en moyenne 2,5%. Elle devrait s'élever à 3,6% en 2018 et 3,8% en 2019. La performance attendue du Nigéria soutient également ces tendances.

Les autres grandes économies de la région, la Côte d'Ivoire et le Ghana, respectivement, ont contribué ensemble à environ 11% du PIB régional total en 2017, et leur croissance prévue en 2018-2019 devrait soutenir la reprise au Nigéria. Une dizaine de pays de l'Afrique de l'Ouest ont enregistré un taux de croissance supérieur à 5% en 2017. Une tendance qui devrait se poursuivre avec le redressement du Nigeria qui a beaucoup souffert de la chute des prix du baril de pétrole. Les perspectives positives dans la région sont fondées sur un rebond des prix du pétrole et de la production de pétrole au Nigéria et au Ghana, ainsi que sur une solide performance agricole.

En 2017, l'activité économique de l'UEMOA a enregistré un taux de croissance de 6,7% contre 6,5% en 2016. Dans l'ensemble, tous les Etats membres ont enregistré de bonnes performances, nonobstant les menaces terroristes, notamment au Burkina Faso, au Niger et au Mali. Pour 2018, il est attendu un taux de croissance de 6,8%, porté par l'ensemble des secteurs économiques.

Certes, dans la CEDEAO, les pays à régime flexible connaissent des taux de croissance plus élevés, mais il conviendrait d'invoquer d'autres facteurs tels que l'histoire des politiques économiques mises en œuvre, les ressources minières et pétrolières, la stabilité politique, la culture, etc. Le cas du Nigéria, 70% de l'économie de la CEDEAO, est assez illustratif à cet égard. En effet, le secteur pétrolier y représente 48% du PIB et 90% des revenus d'exportation. Au Ghana aussi, la deuxième économie de la CEDEAO, depuis que l'exploitation du pétrole a commencé en 2010, le taux de croissance est passé de 4,8% à 14% en 2011 pour s'établir sur une moyenne annuelle de 8,3% de 2012 à 2017.

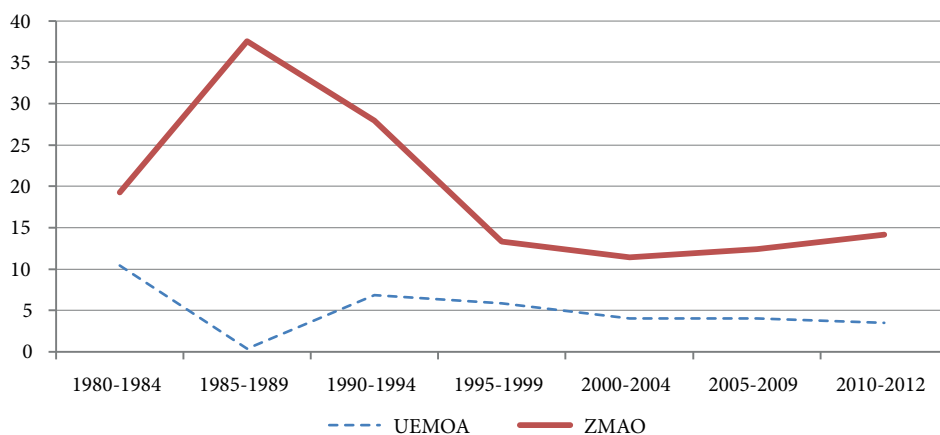
1.2. Analyse comparative de l'inflation

L'observation sur la longue période montre que l'écart d'inflation entre les deux blocs s'est fortement réduit grâce aux efforts des pays de la ZMOA ; le taux moyen d'inflation est passé de 37% en 1985- 89 à 11% en 2000-2004.

Le taux d'inflation annuel moyen de l'UEMOA est ressorti à 2,4% en 2012 contre 3,9% en 2011. Par contraste, dans la ZMAO, le taux moyen d'inflation reste toujours au-dessus de la moyenne communautaire et du seuil de 5% qui était le critère de convergence de la CEDEAO. Il se situe à 11,8% en 2012 comparée à 12,2% en 2011. Et aucun des pays de la ZMOA n'avait pu respecter le critère de convergence de 5%.

Entre 2015 et 2016, en Afrique de l'Ouest, l'inflation a fortement augmenté, passant de 8,6% à 13%, le taux le plus élevé du continent. La chute des cours des produits primaires et la dépréciation monétaire induite ont largement contribué à entretenir la hausse des prix. L'inflation est ainsi passée de 9,6% à 15,2% au Nigéria, suite de la dépréciation de la monnaie ; de 13% à 18,1% au Ghana après l'augmentation des prix du carburant et des services. Le taux d'inflation moyen de la ZMOA s'est situé à plus de 13%. En contraste, au sein de l'UEMOA, l'activité économique s'est déroulée dans un contexte de stabilité des prix avec un taux d'inflation de 0,8% en 2017 contre 0,3% en 2016, en liaison avec la relative stabilité des prix du pétrole et les bonnes campagnes agricoles dans la plupart des Etats membres.

Ainsi à cause des pays de la ZMOA, l'inflation dans le CEDEAO devrait diminuer modérément mais rester à deux chiffres : 11,6% en 2018 et 11,0% en 2019. En effet, pour le Nigéria les taux d'inflation attendus pour 2018 et 2019 sont respectivement de 11,28% et 9,4% contre 17,4% en 2017.



Graphique 2. Evolution des taux d'inflation dans la CEDEAO
(Moyenne des taux d'inflation dans chaque zone sur la période)

Source : Calcul des auteurs.

2. Revue de la littérature empirique

De nombreux travaux empiriques ont été menés pour aider à la formulation d'un choix clair du régime de change. Toutefois, les résultats ne permettent pas d'aboutir à des conclusions formelles et parviennent uniquement à établir les mérites de chaque type de régime de change. Ghosh, Ostry et Tsangarides (2010) ont confirmé cette absence de consensus. Cependant, leur analyse fait ressortir certains enseignements qui peuvent se résumer ainsi: les régimes de change flottants ont plus de capacité à réduire la probabilité d'occurrence de crises financières; les régimes de change fixes conduisent à une inflation plus faible sans compromettre la croissance; les régimes de change intermédiaires sont synonymes de bonne performance en matière de croissance économique, notamment dans les pays émergents, du fait qu'ils combinent une volatilité faible des prix et un niveau compétitif du taux de change.

Rodriguez (2016) a examiné les déterminants principaux du choix des régimes de change pour les pays d'Amérique Latine durant la période 1985 à 2010. Pour ce faire il a utilisé un modèle de panel à effet aléatoire de 20 pays d'Amérique Latine de 1985 à 2010. Ainsi ces travaux lui ont permis de trouver que dans cette zone, les régimes de change fixes étaient favorables aux petits pays qui étaient ouverts et qui respectaient les normes sur le commerce et les flux financiers internationaux. Par ailleurs il montrait que la qualité des institutions et la crédibilité des autorités avaient un effet significatif sur le choix du régime de change fixe des pays de la zone. Par contre, les changes flexibles étaient favorables aux économies ouvertes de grande taille. Pour garantir la robustesse de ses résultats empiriques, l'auteur avait utilisé la classification (Jure) des régimes de change développée par Levy-Yeyati et Sturzenegger (2003) prolongée jusqu'en 2004, ainsi que celle utilisée par Reinhart et Rogoff (2004).

Martin (2016) étudie empiriquement le lien entre les régimes de change et l'ajustement des comptes courants d'une économie. Ainsi, en se basant sur un processus AR(1) de la série chronologique de compte courant de 180 pays, il parvient à prouver que les régimes de change fixe entraînent une persistance du déséquilibre des comptes courants dans les pays non-industrialisées. Ce résultat est en phase avec la logique exposée par Friedman (1953).

L'un des rôles les plus importants du régime de change d'un pays est de corriger les déséquilibres de son compte courant. Cependant, il est important de souligner que l'impact global d'un régime de change tient compte à la fois des effets sur le pays d'origine et sur ses partenaires commerciaux. La question est de savoir si une grande flexibilité des régimes de change peut accélérer l'ajustement du déséquilibre des comptes courants ? C'est ainsi que An et Park (2016) ont évalué l'effet des régimes de change des partenaires commerciaux sur la vitesse d'ajustement de

compte courant domestique par le biais d'un modèle de retour à la moyenne du compte courant et une base de données de 80 pays de 1980 à 2010. Ils parviennent à trouver que lorsqu'un pays, sous régime de change fixe, traite avec des partenaires commerciaux, la vitesse d'ajustement de son compte courant est plus lente que sous flottement.

Mathur et Subramanian (2016), quant à eux, traitent du choix des régimes de change dans une petite économie ouverte avec segmentation du marché des capitaux soumis aux chocs du secteur financier. En effet, quel est l'impact des chocs financiers sur le choix des régimes de change dans une telle économie avec segmentation du marché des capitaux ? Les auteurs de cet article ont utilisé la même méthodologie que Zervou (2013) pour démontrer que lorsque les chocs réels affectent symétriquement les intervenants et non-intervenants de la bourse, alors la décision de politique optimale de choix de régimes est pro-cyclique; c'est-à-dire qu'elle va entraîner un nouveau cycle économique. Par contre lorsque les chocs sont spécifiques au secteur financier, toute décision de politique optimale est contra-cyclique. Toutefois, Zervou (2013) a mené ces travaux dans un contexte d'économie fermée avec segmentation du marché boursier.

Dans un autre registre, de nouveaux travaux portant sur le recours aux modèles DSGE ont été récemment menés pour évaluer le comportement d'une économie à la suite d'un changement de régime de change. Daria et Cúrdia (2007), Kollmann (2002), Dam et Linaa (2005a, 2005b), Holtemöller (2007), Ajevskis et Vitola (2009), Salins et Bénassy-Quéré (2010) ont tour à tour, investi ce nouveau champ de l'analyse économique. Toutefois, la plupart des investigations de la nouvelle économie keynésienne portent sur une opposition entre régimes de change flexible et fixe tout en négligeant les régimes intermédiaires. Pour Salins et Bénassy-Quéré (2010), l'adoption très répandue du régime de change intermédiaire dans les pays émergents ou en développement, malgré la violation du triangle d'impossibilité de Mundell, est à chercher dans les arguments avancés par Calvo et Reinhart (2002). Selon ces auteurs, « la réticence des pays à laisser flotter leur monnaie est la conséquence de plusieurs facteurs tels que: les pratiques de tarification au marché, l'endettement en monnaie étrangère, les transactions y compris domestiques, effectuées en devises (péché originel); et les marchés financiers très peu développés pour permettre une bonne couverture du risque de change ».

Selon le « triangle d'incompatibilité » de Mundell, un pays ne peut pas procéder à la fois, à une fixation de son taux de change et à une libéralisation de son marché de capitaux tout en gardant l'autonomie de sa politique monétaire. Ce concept est également appelé le trilemme (ou la trinité) de la politique monétaire.

Cependant, la nouvelle économie keynésienne se focalise de moins en moins sur les solutions en coin et tente d'explorer une large gamme de régimes de change, dans le but de comparer leurs performances économiques. Dans ce sens, les réflexions menées par Salins et Bénassy-Quéré (2010) montrent que lorsqu'il n'y a pas de

frictions qui entravent l'ajustement des salaires, les résultats plaident en faveur des régimes de change flexible. Toutefois, pour une économie qui subit pour l'essentiel des chocs étrangers de productivité et du taux d'intérêt et en présence de viscosité des salaires, les simulations de Salins et Bénassy-Quéré (2010) prônent le choix du régime de change intermédiaire et montrent par la même occasion que les premiers modèles DSGE ont surestimé les mérites des régimes de change flottants pour avoir ignoré l'existence possible de rigidités nominales des salaires.

Dans le cadre de l'Afrique, l'article d'Abouelkhaira, Gahaz et Tamsamani (2018), utilisant des données de panel de 30 pays couvrant la période 2000-2010, conclut à une absence de neutralité du régime de change dans le cas des pays africains et une surperformance du régime intermédiaire comparativement aux régimes en coin. Les modèles estimés montrent que le régime du milieu favorise davantage la croissance économique dans le cas de pays subissant des chocs positifs de leurs termes de l'échange, bénéficiant des flux entrants des investissements directs étrangers (IDE) et dont l'ouverture de leur compte de capital est maîtrisée.

Dans le contexte de la CEDEAO, on a noté au cours de ces dernières années un foisonnement d'études consacrées à la future monnaie unique dans la zone. Les recherches se sont intéressées notamment à la problématique du choix de régime de change. Sous ce registre, Diop et Fall (2011), partant d'un modèle d'équilibre général dynamique stochastique en présence de rigidités nominales trouvent que les régimes de change fixe et intermédiaire devraient être privilégiés par les pays de la CEDEAO. Le régime de change fixe offre, selon ces auteurs, plusieurs avantages, car il permet de stabiliser l'économie sans détériorer les performances de croissance. Cependant, avec ce régime, l'économie serait davantage exposée aux crises de change. Dans ces conditions, ils estiment qu'un régime de change intermédiaire semble être plus approprié.

Dupasquier et *alii* (2005) se posent la question de savoir si une union monétaire est le régime de change approprié pour les pays de la CEDEAO. Ils concluent que le régime de change flexible paraît plus adéquat pour la sous-région ouest-africaine.

Ripoll, (2001) a procédé à une comparaison des performances macroéconomiques d'une vingtaine de pays d'Afrique, y compris ceux de la zone CFA, en matière de croissance économique et d'inflation selon le régime de change. Ses résultats ont montré que l'inflation est sensiblement plus faible dans le cas de taux de change fixes. L'auteur a également montré que les régimes de taux de change fixes et flexibles ont des performances de croissance sensiblement identiques. Cependant, les régimes de change intermédiaires réalisent les performances meilleures, aussi bien en matière d'inflation que de croissance.

Les résultats obtenus par (Diaw & Ka, 2012) font ressortir les effets positifs des deux types de régime de change sur la croissance économique. Cependant, l'effet du régime de change flexible sur la croissance est plus important que celui du régime de change fixe.

3. Méthodologie

Les débats portant sur l'importance des régimes de change dans l'explication de la croissance économique constituent une véritable problématique au cœur de l'actualité de l'économie contemporaine. Plusieurs modèles ont été développés par les chercheurs (Mankiw, Romer, & Weil, 1992 ; Barro & Sala-i-Martin, 1995, etc.) avec des résultats qui sont souvent divergents. Dans les pays en développement, peu d'études se sont concentrées à analyser le rôle du régime de change dans la croissance économique, ce qui ne permet pas d'avoir un large choix en méthodologie pour trancher sur le type de régime approprié à ces pays.

En général, la plupart des études s'appuient sur des modèles de croissance endogène pour analyser la croissance économique. Certaines d'entre elles vont encore plus loin en introduisant la dynamique de la production (captée par le PIB) dans la croissance économique afin de mesurer le coût d'ajustement sans fournir d'explication solide quant aux choix de la dynamique du modèle. Le cadre théorique de notre recherche prend en compte la dynamique d'ajustement pour élaborer un modèle général de croissance économique.

3.1. Le modèle

Notre démarche méthodologique part des travaux de Nerlove (1958) qui développe le modèle de l'équilibre d'ajustement partiel selon lequel il considère une variable macroéconomique dont on fixe un objectif à atteindre. Ce dernier est déterminé alors par un modèle auxiliaire qui dépend d'un certain nombre de variables. L'adoption de ce modèle pour cette étude s'explique par le fait que tout Etat se fixe un objectif de croissance économique compte tenu des performances réalisées durant les années antérieures et surtout l'année précédente. A cet effet, il peut servir de boussole pour des prises de décision.

En considérant le revenu comme étant notre variable cible, le modèle de base de Nerlove (1958) s'écrit :

$$Y_t^* = X_t' \beta \quad (1)$$

où β représente le vecteur-colonne des coefficients qui caractérisent les variables explicatives contenues dans la vecteur-colonne X (X' étant la transposée de X). Y_t^* est le niveau de revenu désiré.

Or, comme toute grandeur macroéconomique, il n'est pas aussi évident d'ajuster la croissance économique rapidement à sa cible. Pour pallier cela, cet auteur part de la théorie des anticipations adaptatives selon laquelle le revenu courant de la période t (Y_t) peut s'écrire sous forme d'une combinaison linéaire du revenu

anticipé pour la période t (Y_t^*) et du revenu de l'année antérieure $t - 1$ (Y_{t-1}). De façon analytique on a :

$$\Delta Y_t = \lambda(Y_t^* - Y_{t-1}) + \mu_t \quad (2)$$

avec $0 < \lambda < 1$ et μ_t : le terme d'erreurs

$$Y_t = \lambda Y_t^* + (1 - \lambda)Y_{t-1} + \mu_t \quad (3)$$

En remplaçant Y_t^* par son expression (équation 1), on a la forme générale du modèle qui servira à cette étude :

$$Y_t = (1 - \lambda)Y_{t-1} + X_t' \beta \lambda + \mu_t \quad (4)$$

Cette expression correspond à un modèle autorégressif avec résidus bruits blancs. L'avantage de ce modèle est qu'il permet de mesurer la vitesse d'ajustement du revenu antérieur au revenu courant d'équilibre.

Etant donné que nous travaillons sur des données de panel, la spécification précédente peut être réécrite de la manière suivante :

$$Y_{it} = (1 - \lambda)Y_{it-1} + X_{it}' \beta \lambda + a_i + \beta_t + \mu_{it} \quad (5)$$

avec i un pays quelconque ; a_i l'effet fixe individuel pays et β_t l'effet temps pouvant influencer la croissance.

Le choix des déterminants de la croissance économique constitue une grande préoccupation pour les chercheurs en économie d'autant plus que la qualité des résultats en dépend. Une mauvaise spécification peut conduire à des conclusions erronées.

Le parcours de la littérature permet de considérer un arsenal de variables candidates comme des facteurs potentiels de la croissance économique. Ainsi, le type de régime de change va se reposer sur la classification du FMI (Diaw & Ka, 2012 ; Camara, 2014). Le choix des variables de contrôle sera fait afin de prendre en compte l'influence des indicateurs de flux et de stocks. En effet, dans la plupart des études (Camara, 2014 ; Perrault, 2001 ; Schmidt-Hebbel, 2010 ; Levy-Yeyati & Sturzenegger, 2003), l'investissement capté ici par la formation brute de capital fixe (*FBCF*), le taux de croissance démographique (*CROISS*), le degré d'ouverture (*OUV*), le crédit accordé au secteur privé (*CRED*) qui est un proxy pour mesurer le niveau du développement financier d'un pays, les termes de l'échange (*TERMTRADE*) et l'agriculture (*AGRI*) sont entre autres des variables phares qui sont susceptibles d'influencer la croissance économique outre le régime de change.

Camara (2014) a également mis en évidence l'importance de l'écart de production (ou output gap) noté (*OG*) (différence entre la production courante et sa

valeur de long terme), l'écart de change (EG) qui mesure la différence entre le taux de change courant et sa valeur de long terme également.

Notons que plusieurs méthodes (méthodes structurelle, statistique et économique) existent pour déterminer les valeurs de long terme. Dans notre cas, nous allons utiliser le filtre de Hodrick et Prescott (1980) qui est d'ordre statistique et simple à mettre en œuvre contrairement à l'approche économique par la fonction de production qui nécessite la prise en compte de plusieurs variables qui ne sont pas disponibles pour certains pays considérés.

Dès lors, le modèle final s'écrit :

$$Y_{it} = a_0 + a_1 Y_{it-1} + a_2 \text{Regime}_{it} + a_3 \text{OG}_{it} + a_4 \text{EG}_{it} + a_5 \text{OUV}_{it} + a_6 \text{Dette}_{it} + a_7 \text{FBCF}_{it} + a_8 \text{TERMTRADE}_{it} + a_9 \text{AGRI}_{it} + a_{10} \text{CRED}_{it} + a_{11} \text{CROISS}_{it} + \beta_t + a_i + \mu_{it} \quad (6)$$

où $a_1 = 1 - \lambda$.

Regime est une variable dummy qui indique le type de régime de change auquel appartient le pays i . β_t représente les effets fixes temporels qui captent l'impact des événements apparus au cours de la période d'étude tandis qu' a_i est l'effet spécifique induit par chaque pays sur la croissance économique, t représente la dimension temporelle, ici l'année. Notons qu' a_2 est l'effet différentiel des deux régimes de change (fixe et flottant).

Par ailleurs, afin de capter dans quelle mesure les grands phénomènes cycliques influencent la croissance économique, nous allons procéder comme Bailliu et alii (2003), Aloui et Sassi (2005) et Diaw et Ka (2012), en considérant des périodes de 5 ans. Pour ces auteurs, une période de 5 années est suffisamment longue pour éliminer les effets des cycles économiques mais suffisamment courte pour tenir compte des changements importants survenant dans un pays. Par conséquent, au lieu de considérer la dimension annuelle, une moyenne sera faite sur 5 ans pour chaque période.

$$Y_{it} = a_0 + a_1 Y_{iT-1} + a_2 \text{Regime}_{iT} + a_3 \text{OG}_{iT} + a_4 \text{EG}_{iT} + a_5 \text{OUV}_{iT} + a_6 \text{CROISS}_{iT} + a_7 \text{FBCF}_{iT} + a_8 \text{OUV}_{iT} + a_9 \text{TERMTRADE}_{iT} + a_{10} \text{CRED}_{iT} + a_{11} \text{AGRI}_{iT} + \beta_T + a_i + \mu_{iT} \quad (7)$$

avec T correspondant à la période de 5 ans.

Ainsi les résultats des deux modèles seront comparés pour évaluer l'efficacité des régimes de change compte tenu de la nature des cycles.

À l'instar des modèles de croissance endogène qui intègrent, outre le capital et le travail, une diversité de variables exogènes, les variables choisies sont résumées dans le tableau 1 ci-dessous. Elles ont été retenues après que nous avons effectué les tests de stationnarité et rendu stationnaires celles qui ne l'étaient pas (cf. tableau 6 en annexes).

Les données sont issues de World Development Indicators et couvrent la période 2000-2015. Elles portent d'une part sur le Bénin, le Burkina Faso, la Côte d'Ivoire,

Tableau 1. Résumé des variables retenues

Nom de la variable	Libellé
Δpibhbt	Différence première du logarithme du PIB par habitant
$\Delta\text{pibhbt L1}$	Différence première du logarithme du PIB par habitant retardé d'une période
ΔOG	Différence première de l'écart de production
ΔEC	Différence première de l'écart de change
Δldette	Différence première du logarithme de la dette publique en% du PIB nominal
$\Delta\text{lcredit}$	Différence première du crédit accordé au secteur privé
$\Delta\text{louvert}$	Différence première du logarithme du degré d'ouverture
$\Delta\text{Termtrage}$	Différence première des termes de l'échange
Δlfbcf	Différence première du logarithme de la fbcf
Δlagri	Différence première de la valeur ajoutée agricole
Δcroiss	Différence première du taux de croissance démographique
Fixe	Régime de change fixe
Flexible	Régime de change flexible

le Mali, le Niger, le Sénégal et le Togo qui appartiennent à l'UEMOA et d'autre part sur le Ghana, le Libéria, le Nigéria et la Sierra Leone qui sont de la ZMOA.

3.2. Le choix de la méthode d'estimation

La présence de la variable endogène retardée au niveau des variables explicatives rend impuissantes les méthodes d'estimation classiques notamment les MCO, MCG car cette dernière est corrélée aux termes d'erreurs. L'utilisation de ces méthodes fournissent des estimateurs biaisés et non convergents du fait de l'endogénéité de cette variable retardée. Pour pallier cela, il a été développé la méthode des variables instrumentales qui permet de corriger les biais d'endogénéité. Il s'agit d'estimation en deux étapes où l'on choisit des explicatifs de la variable soupçonnée d'endogénéité mais qui ne sont pas corrélés avec le terme d'erreur. Une régression est faite entre la variable endogène et les variables explicatives candidates identifiées. Cette estimation permet de retenir un estimateur de la variable endogène à partir des variables non corrélées aux termes d'erreur du modèle principal. Alors, plutôt que d'utiliser la variable soupçonnée d'endogénéité dans le modèle principal, l'on se sert de la variable estimée à la suite de la régression précédente. La principale difficulté réside alors dans l'identification de ces facteurs explicatifs.

Pour contourner cette difficulté, les chercheurs ont développé des méthodes parmi lesquelles celle des moments généralisés¹ qui, comme son nom l'indique, est une sorte de généralisation de toutes les méthodes classiques, mais elle va encore plus loin en prenant en compte la matrice des poids en plus de la matrice de variance covariance. Il existe deux sortes de méthodes des moments généralisés : la méthode des moments généralisés en différence première et la méthode des moments généralisés en système. Ces deux méthodes fournissent des estimateurs sans biais et convergents. Cependant, la première élimine les effets invariables dans le temps qui pourraient influencer la variable dépendante. La deuxième méthode pallie cela. Comme instruments, toutes les variables dépendantes retardées d'au moins deux périodes sont considérées comme étant de bons instruments à condition qu'elles soient non corrélées avec les résidus. Cette étude s'appuie donc sur la méthode des moments généralisés en système pour l'estimation des modèles.

4. Résultats et analyses

L'estimation par la méthode des GMM requiert la stationnarité des variables explicatives, d'où la nécessité de procéder d'abord aux tests de stationnarité afin de rendre stationnaires les variables qui ne le sont pas. Les résultats du test de stationnarité sont consignés en annexes (cf. tableau 6 en annexes). Par ailleurs, comme le montre la matrice de corrélation du tableau 5 en annexes, on note l'existence de relation corrélation statistiquement significatives entre certaines variables du modèle et cela entraîne une présomption de multi-colinéarité. Pour pallier ce problème, nous introduisons l'option robuste dans l'estimation du modèle afin de détecter et de supprimer les variables sujettes de colinéarité au cas échéant. Les sections suivantes présentent les résultats des estimations ainsi que leurs interprétations économiques.

4.1. Présentation et analyse des résultats obtenus avec les sous périodes de 5 ans

Les tests de Sargan, d'autocorrélation et de validité globale montrent que les deux modèles sont valides et présentent des résultats robustes. En effet, le test de Sargan ne permet pas de rejeter l'hypothèse nulle de validité des instruments utilisés, ce qui suppose que les instruments sont valides. Pour le test d'autocorrélation, on note une présence d'autocorrélation d'ordre 1 des erreurs et une absence d'autocorrélation d'ordre 2 : la condition d'autocorrélation est donc vérifiée. Par ailleurs, le test de validité globale montre que globalement, les deux modèles sont valides.

¹ Développé par Hansen, 1982.

Pour l'estimation des modèles sur les sous-périodes de 5 ans, une moyenne a été calculée tous les 5 ans allant de 2000 à 2015. Ainsi, au lieu de considérer un panel sur des données annuelles, nous avons plutôt un panel sur des sous-périodes de 5 ans. Les résultats des modèles sont consignés dans le tableau 3 ci-après et ne révèlent pas d'effet significatif du régime de change fixe ou flexible sur la dynamique de long terme de la croissance économique des pays de la CEDEAO. Dans les pays de la ZMOA, l'effet du taux de change flexible sur la croissance est négatif mais non significatif et dans les pays de l'UEMOA, il est positif mais aussi non significatif. Seuls l'écart de production (ΔG), la valeur ajoutée de l'agriculture et l'investissement (fbcf) ont des effets positifs et significatifs sur la dynamique de long terme de la croissance économique de ces pays.

Tableau 2 : Résultats des estimations en considérant des sous-périodes de 5 ans de 2000 à 2015

Estimation de panel dynamique avec la méthode GMM en système						
Nombre d'observation = 154		Nombre d'instruments = 23		Nombre d'observation = 154		Nombre d'instru- ments = 23
Nombre de pays = 11		Wald χ^2 (11) = 111750,26		Nombre de pays = 11		Wald χ^2 (11) =110648,16
Prob > χ^2 = 0,000				Prob > χ^2 = 0,000		
Modèle 1				Modèle 2		
variables	coefficients	z-statistic	$p > z $	coefficients	z-statistic	$p > z $
Fixe				0,001	0,21	0,831
Flexible	-0,001	-0,19	0,846			
Δ lpibhbt	-0,001	-0,76	0,448	-0,001	-0,81	0,418
Δ OG	0,045	2,29	0,022	0,045	2,30	0,022
Δ EC	0,003	1,03	0,302	0,003	1,04	0,298
Δ ldette	0,011	0,17	0,862	0,011	0,17	0,862
Δ lcredit	-0,055	-0,25	0,804	-0,057	-0,25	0,800
Δ louvert	0,177	0,61	0,540	0,178	0,62	0,536
Δ term-trade	0,001	0,37	0,712	0,001	0,37	0,712
Δ lfbcf	0,317	1,76	0,078	0,316	1,74	0,083
Δ lagri	0,552	4,19	0,000	0,552	4,17	0,000
Δ croiss	-0,095	-0,91	0,360	-0,096	-0,93	0,000
	AR (1)	$z = -1,75$	Pr > $z =$ 0,081	AR (1)	$z = -1,76$	Pr > $z =$ 0,079
	AR (2)	$z = -0,19$	Pr > $z =$ 0,851	AR (2)	$z = -0,21$	Pr > $z =$ 0,831
	Test de Sargan	χ^2 (13) = 6,70	Pr > $\chi^2 =$ 0,877	Test de Sargan	χ^2 (12) = 6,67	Pr > $\chi^2 =$ 0,878

4.2. Présentation et analyse des résultats de l'estimation des données annuelles de 2000 à 2015

Il s'agit là d'une estimation sur des données annuelles sans aucune abstraction de l'influence de la conjoncture économique.

En se référant aux tests de validation d'un modèle GMM, on voit que les tests de validité globale ne permettent pas de rejeter l'hypothèse de nullité globale des coefficients du modèle. Ainsi, les modèles 1 et 2 sont globalement significatifs au seuil de 1%. De plus, les tests d'autocorrélation d'Arellano-Bond permettent de conclure à une absence d'autocorrélation des résidus à l'ordre 2. Ce qui suppose que les variables expliquées retardées d'ordre supérieur à 2 sont de bons instruments pour le modèle. En plus, le test de Sargan ne permet pas de rejeter l'hypothèse de validité des instruments. Il ressort alors que ces deux modèles sont valides. Par ailleurs, le modèle à effets aléatoires a été estimé à la suite du test de spécification de Hausman (cf annexe). Le tableau suivant présente les résultats de l'estimation.

Tableau 3. Résultats des estimations sur la période allant de 2000 à 2015 avec des données annuelles

Estimation de panel dynamique avec la méthode GMM en système						
Nombre d'observation = 154		Nombre d'instruments = 32		Nombre d'observation = 154		Nombre d'instru- ments = 32
Nombre de pays = 11		Wald chi ² (19) = 186,38		Nombre de pays = 11		Wald chi ² (19) = 430,04
Prob > chi ² = 0,000				Prob > chi ² = 0,000		
Modèle 1				Modèle 2		
variables	coefficients	z-statistic	p > z	coefficients	z-statistic	p > z
Fixe				-0,028	-3,52	0,000
Flexible	0,032	5,36	0,000			
Δpibhbt	-0,02	-13,91	0,000	-0,02	-14,63	0,000
ΔOG	0,011	7,37	0,000	0,010	7,31	0,000
ΔEC	-2,565 E-5	-2,86	0,004	-2,44 E-5	-2,67	0,008
Δldette	-0,025	-0,95	0,34	0,037	-1,50	0,134
Δlcredit	0,007	0,17	0,866	0,023	0,58	0,565
Δlouvert	-0,044	-2,31	0,021	-0,049	-2,35	0,019
Δterm- trade	0,001	2,19	0,028	0,001	2,63	0,009
Δlfbcf	0,099	2,09	0,037	0,103	2,13	0,033
Δlagri	0,597	34,6	0,000	0,599	35,07	0,000
Δcroiss	0,121	5,41	0,000	0,124	5,18	0,000

2004	0,073	1,77	0,077	0,084	1,99	0,046
2007	0,028	1,7	0,089	0,037	2,26	0,024
2009	0,052	2,96	0,003	0,07	4,17	0,000
2010	0,026	1,07	0,284	0,049	1,93	0,054
2011	0,037	1,98	0,047	0,064	3,07	0,002
2012	0,025	0,82	0,414	0,054	1,75	0,081
2013	0,029	2,77	0,006	0,055	4,30	0,000
2014	0,005	0,4	0,690	0,024	1,97	0,049
	AR (1)	$z = -2,21$	$\text{Pr} > z = 0,027$	AR (1)	$z = -2,28$	$\text{Pr} > z = 0,022$
	AR (2)	$z = -1,30$	$\text{Pr} > z = 0,195$	AR (2)	$z = -1,33$	$\text{Pr} > z = 0,185$
	Test de Sargan	$\text{chi}^2 (13) = 11,52$	$\text{Pr} > \text{chi}^2 = 0,567$	Test de Sargan	$\text{chi}^2 (13) = 11,10$	$\text{Pr} > \text{chi}^2 = 0,603$

4.2.1. Analyse de l'impact conjoncturel du régime de change sur la croissance économique

En effet, les résultats montrent que le régime de change fixe ou flexible a une influence significative mais conjoncturelle sur la croissance du revenu par tête. Ainsi, est-il à noter un impact négatif et significatif du régime de change fixe avec un coefficient de $-0,28$, tandis que le régime flexible a une influence positive et significative la croissance, avec un coefficient de $+0,032$.

4.2.2. Les autres déterminants conjoncturels de la croissance économique

Les résultats indiquent que, sur les douze variables considérées, dix ont des effets conjoncturels sur croissance du revenu par tête des pays de la CEDEAO. Plus précisément, quatre de ces variables (le régime de change fixe, la différence première du logarithme du PIB par tête retardé d'une période $\Delta \text{lpibhb}_{t-1}$, l'écart de change (ΔEC_t) et le degré d'ouverture ($\Delta \text{louvert}_t$) ont un impact négatif; tandis que six de ces variables présentent des effets positifs. Il s'agit du régime de change flexible, de l'écart de production (ΔOG_t), des termes de l'échange ($\Delta \text{termtrade}_t$), du logarithme de la formation brute du capital fixe (Δlfbcf), du logarithme de la valeur ajoutée de l'agriculture (Δlagri_t) et du taux de croissance démographique (Δcroiss). En revanche, les deux variables qui n'ont aucun impact sur la croissance économique de la CEDEAO sont la dette publique et le crédit à l'économie ; bien que la dette présente un signe négatif et le crédit à l'économie un signe positif.

a. L'investissement et l'équilibre du taux de change sont des facteurs importants pour la croissance économique de la CEDEAO

Comme le montrent nos résultats, l'investissement, représenté ici par la formation brute de capital fixe, exerce un effet positif, aussi bien à court terme qu'à long terme, sur la croissance du revenu par tête de la CEDEAO.

L'écart de production (ΔOG) et l'écart de change (ΔEC), sont des facteurs à suivre pour une meilleure performance économique des pays de la CEDEAO. En effet, une variation positive de l'écart de production, reflétant le cycle économique, a une influence positive sur la croissance économique tandis qu'une variation dans le sens positif de l'écart de change agit négativement sur le cycle économique. En effet, une variation positive du cycle économique suppose que l'économie se porte bien, ce qui tire la croissance économique vers la hausse.

Par contre, la variation positive de l'écart de change n'est pas un bon signe pour l'économie de la sous-région. Plus le taux de change est éloigné positivement de sa valeur d'équilibre, plus les importations de biens échangeables deviennent moins chères et comme la plupart des exportations sont concentrées sur les produits primaires peu sensibles au taux de change nominal, l'écart de change impactera négativement sur le solde de la balance des transactions courantes. Et même, dans le cas d'une variation négative de l'écart de change c'est-à-dire d'une dépréciation de la monnaie, il n'y aura pas d'impact positif sur le solde des transactions courantes, car la condition Marshall-Lerner ne pourra pas être remplie du fait que l'offre de biens, peu diversifiée, est peu élastique et reste dépendante des produits primaires.

b. Les termes de l'échange et l'ouverture commerciale n'ont que des effets conjoncturels sur la croissance du revenu par tête

L'ouverture commerciale est un facteur qui influence négativement la performance économique des pays de la CEDEAO. Ceci pourrait s'expliquer par la forte dépendance des économies de la CEDEAO au reste du monde. En effet, un accroissement de l'ouverture ne signifie pas forcément une hausse des exportations, elle se traduirait probablement par une hausse des importations et plus précisément de celle des produits de consommation finale. En effet, l'offre de produits manufacturés, aux normes et aux standards du marché reste très limitée.

L'amélioration des termes de l'échange (rapport entre le prix des exportations et le prix des importations) a un impact positif mais conjoncturel sur la croissance économique des pays de la CEDEAO. Généralement, ces pays voient leurs revenus croître à chaque fois que les cours des matières premières sont en hausse. C'est un trait caractéristique de la dépendance aux produits primaires d'exportation. À l'inverse, la détérioration des termes de l'échange produit l'effet inverse.

c. L'agriculture : un secteur important

L'agriculture est un moteur de la croissance économique dans la sous-région. Comme l'indique le tableau des résultats, cette variable (Δlagri) influence positi-

vement la croissance économique des pays de la zone aussi bien dans les long et court termes. De plus, elle présente le coefficient le plus élevé comparativement aux autres déterminants de la croissance économique de ces pays. Ceci met en relief la place que doit occuper l'agriculture dans les stratégies de développement économique de la CEDEAO. Les Etats doivent définir des politiques adéquates pour redynamiser leurs systèmes agricoles. Des mesures doivent également être prises pour que cette richesse soit profitable à toutes les couches sociales, ce qui permettait d'améliorer le bien-être collectif.

Conclusion

Sur les douze variables exogènes utilisées, trois seulement ont des effets à la fois structurels et conjoncturels sur la croissance du revenu par tête des pays de la CEDEAO. Il s'agit de l'investissement, de l'agriculture et de l'écart de production.

Les régimes de change fixe et flexible n'ont que des effets conjoncturels, comme le reste des variables exceptés le crédit à l'économie et la dette extérieure qui n'ont aucun effet significatif.

Les résultats tirés de l'expérience des pays en développement ont montré qu'il n'existait pas de différences significatives de performance entre les régimes de change. C'est ce que nos résultats confirment dans le cas des pays de la CEDEAO où les régimes de change n'y ont que des effets conjoncturels sur l'évolution du revenu par tête.

Compte tenu de ce qui précède, on peut dire que la question du régime de change est secondaire dans la problématique de la croissance des pays de la CEDEAO. La performance d'un régime se juge par sa capacité à contribuer à l'absorption des chocs externes et au rétablissement de l'équilibre externe. Mais aucun régime de change n'est optimal pour tous les pays et toutes les époques, et aucun régime de change ne saurait suppléer à l'absence de bonnes politiques économiques et de solides institutions.

Les pays de la CEDEAO ont un problème de compétitivité structurelle. Leurs structures économiques dépendantes de l'exportation de produits primaires, leur forte dépendance à l'importation pour les biens de consommation et d'équipement et leur environnement institutionnel instable et inadéquat ne favorisent pas un ajustement rapide et durable aux chocs exogènes, quelque que soit l'évolution du taux de change fixe ou flexible. Le manque de compétitivité structurelle est tel que, dans une phase de hausse des cours mondiaux des matières premières, les recettes d'exportation augmentent plus par l'effet de la hausse des prix que par l'effet d'une croissance du volume exporté. En effet, les capacités de production très contraintes ne permettent pas souvent d'augmenter la production au même

rythme que la demande mondiale. Et dans une phase de baisse des cours, souvent consécutive à la baisse de la demande mondiale, les recettes d'exportation et les volumes exportés baissent. Une double baisse qui entraîne souvent la dépréciation de la monnaie, le renchérissement des importations, une forte inflation, une augmentation du service de la dette et une détérioration du solde de la balance des paiements courants.

Néanmoins, on peut penser que l'UEMOA gagnerait à rendre le taux de change CFA/Euro plus flexible. En effet, ce taux fixe, outre ses avantages en termes de faible inflation, de stabilité économique et financière, à l'inconvénient de ne pas refléter la situation réelle de son économie. Aligner le CFA sur panier de monnaies le rendrait plus flexible et moins dépendant de l'Euro. Ainsi, comme le proposent Diaw A. et Ka B. (2012), une certaine dose de flexibilité est nécessaire pour permettre aux pays à régimes de change fixes de la CEDEAO d'améliorer leurs performances économiques.

Le cadre de coopération économique et monétaire de l'UEMOA, qui a fait ses preuves d'efficacité, en faisant de ses pays la zone du continent africain la plus intégrée, sur les plans économique et monétaire, doit être préservé et réformé. Il pourrait s'ouvrir aux pays de la ZMOA en vue d'accélérer le processus d'intégration économique de la CEDEAO.

L'approche consistant à aller vers une flexibilité totale comporte des risques d'instabilité économique. Aussi, un système permettant d'allier les avantages des deux régimes de change en vigueur, en appliquant un arrimage à un panier de monnaies déterminé en fonction de l'orientation géographique du commerce extérieur de la zone, pourrait constituer une solution de change pertinente pour la future union monétaire ouest africaine. Et c'est dans ce sens que les pays de la ZMOA devrait eux rechercher plus de stabilité de leurs taux de change, afin d'être moins vulnérables aux chocs externes.

Annexes

Tableau 4. Statistiques descriptives des variables de l'étude

Statistiques descriptives					
variable	effectif	moyenne	ecart-type	min	max
eG	176	-6,30	26,05	-100,00	33,23
EC	176	5,04	149,30	-156,31	1940,15
lpibhbt	176	6,92	2,60	5,60	23,75
lfbcf	176	2,98	0,81	0,09	7,44
ldette	176	3,81	1,04	1,37	6,77
lagri	176	3,95	3,31	2,48	25,76
IDepsante	176	1,80	0,42	0,89	3,46
lcredit	176	2,55	0,60	0,48	3,65
louvert	176	3,52	0,44	2,37	5,08

Tableau 5. Matrice de corrélation entre les variables de l'étude

	EG	EC	lpibhbt	lfbcf	ldette	lagri	IDep- sante	lcredit	louvert
EG	1,00								
EC	-0,10	1,00							
lpibhbt	0,13	0,03	1,00						
lfbcf	0,06	0,05	0,79*	1,00					
ldette	0,01	0,04	0,26*	0,23*	1,00				
lagri	0,18	0,03	0,96*	0,82*	0,41*	1,00			
IDepsante	0,32*	0,01	0,43*	0,43*	0,39*	0,60*	1,00		
lcredit	-0,02	0,02	0,18	0,26*	-0,41*	0,02	-0,33*	1,00	
louvert	-0,16	0,04	-0,04	0,05	0,40*	0,02	0,13	0,21*	1,00

NB:* = significativité à 1%.

Tableau 6. Test de stationnarité de Phillips-Perron sur les variables en niveau

Séries en niveau				
Variable		Statistic	<i>p</i> -value	Décision
lpibhbt	Inverse <i>chi</i> -squared(22)	18,021	0,7047	On accepte H0
	Inverse normal	1,968	0,9755	On accepte H0
	Inverse logit <i>t</i> (59)	1,738	0,9563	On accepte H0
	Modified inv. <i>chi</i> -squared	-0,599	0,7257	On accepte H0
lfbcft	Inverse <i>chi</i> -squared(22)	105,055	0,000	Rejet H0
	Inverse normal	-2,351	0,009	Rejet H0
	Inverse logit <i>t</i> (59)	-6,605	0,000	Rejet H0
	Modified inv. <i>chi</i> -squared	12,521	0,000	Rejet H0
lagrit	Inverse <i>chi</i> -squared(22)	37,502	0,021	Rejet H0
	Inverse normal	-0,973	0,165	On accepte H0
	Inverse logit <i>t</i> (59)	-1,251	0,108	On accepte H0
	Modified inv. <i>chi</i> -squared	2,337	0,009	Rejet H0
lcredit	Inverse <i>chi</i> -squared(22)	5,9649	0,999	On accepte H0
	Inverse normal	3,2631	0,999	On accepte H0
	Inverse logit <i>t</i> (59)	3,1949	0,999	On accepte H0
	Modified inv. <i>chi</i> -squared	-2,4174	0,992	On accepte H0
louvert	Inverse <i>chi</i> -squared(22)	33,477	0,055	On accepte H0
	Inverse normal	0,008	0,5034	On accepte H0
	Inverse logit <i>t</i> (59)	-0,607	0,273	On accepte H0
	Modified inv. <i>chi</i> -squared	1,730	0,042	Rejet H0
Termtrade	Inverse <i>chi</i> -squared(22)	11,482	0,967	On accepte H0
	Inverse normal	1,559	0,940	On accepte H0
	Inverse logit <i>t</i> (59)	1,598	0,942	On accepte H0
	Modified inv. <i>chi</i> -squared	-1,585	0,943	On accepte H0
croiss	Inverse <i>chi</i> -squared(22)	12,036	0,956	On accepte H0
	Inverse normal	2,925	0,998	On accepte H0
	Inverse logit <i>t</i> (59)	3,182	0,998	On accepte H0
	Modified inv. <i>chi</i> -squared	-1,502	0,933	On accepte H0

Tableau 7. Test de stationnarité sur les séries différenciées

Séries en niveau				
Variable		Statistic	<i>p</i> -value	Décision
dlpibhbt	Inverse <i>chi</i> -squared(22)	134,054	0,000	Rejet H0
	Inverse normal	-8,119	0,000	Rejet H0
	Inverse logit <i>t</i> (59)	-11,067	0,000	Rejet H0
	Modified inv. <i>chi</i> -squared	16,893	0,000	Rejet H0
dlagrit	Inverse <i>chi</i> -squared(22)	121,068	0,000	Rejet H0
	Inverse normal	-8,292	0,000	Rejet H0
	Inverse logit <i>t</i> (59)	-10,099	0,000	Rejet H0
	Modified inv. <i>chi</i> -squared	14,935	0,000	Rejet H0
dlcredit	Inverse <i>chi</i> -squared(22)	151,734	0,000	Rejet H0
	Inverse normal	-9,689	0,000	Rejet H0
	Inverse logit <i>t</i> (59)	-12,676	0,000	Rejet H0
	Modified inv. <i>chi</i> -squared	19,558	0,000	Rejet H0
dlouvert	Inverse <i>chi</i> -squared(22)	128,401	0,000	Rejet H0
	Inverse normal	-7,684	0,000	Rejet H0
	Inverse logit <i>t</i> (59)	-10,559	0,000	Rejet H0
	Modified inv. <i>chi</i> -squared	16,041	0,000	Rejet H0
dTermtrade	Inverse <i>chi</i> -squared(22)	65,051	0,000	Rejet H0
	Inverse normal	-4,978	0,000	Rejet H0
	Inverse logit <i>t</i> (59)	-5,190	0,000	Rejet H0
	Modified inv. <i>chi</i> -squared	6,490	0,000	Rejet H0
croiss	Inverse <i>chi</i> -squared(22)	72,826	0,000	Rejet H0
	Inverse normal	-0,590	0,277	Rejet H0
	Inverse logit <i>t</i> (59)	-2,621	0,006	Rejet H0
	Modified inv. <i>chi</i> -squared	7,882	0,000	Rejet H0
dl Dette	Inverse <i>chi</i> -squared(22)	101,229	0,000	Rejet H0
	dl Dette	-6,901	0,000	Rejet H0
	Inverse logit <i>t</i> (59)	-8,256	0,000	Rejet H0
	Modified inv. <i>chi</i> -squared	11,944	0,000	Rejet H0

Encadré 1. Classification des taux de change**Volumes 1950-1973**

1. Valeur fixe du taux de change
2. Taux de change effectif, autre que fixé, appliqué à toutes ou à la plupart des transactions.

Volume 1974

1. Taux de change maintenu à l'intérieur de marges relativement étroites par rapport au (dollars US, Livre Sterling, Franc Français, un ensemble de monnaies, une moyenne des taux de changes des principaux partenaires commerciaux)
2. Taux de change non maintenu à l'intérieur de marges relativement étroites

Volume 1975-1978

1. Taux de change maintenu à l'intérieur de marges relativement étroites par rapport au (dollars US, Livre Sterling, Franc Français, Rand Sud-Africain, Peseta Espagnole, un ensemble de monnaies)
2. Taux de change non maintenu à l'intérieur de marges relativement étroites

Volume 1979-1982

1. Taux de change maintenu à l'intérieur de marges relativement étroites par rapport au (dollars US, Livre Sterling, Franc Français, Dollars Australien, Escudo Portugais, Rand Sud-Africain, Peseta Espagnole, un ensemble de monnaies ou d'indicateurs)
2. Taux de change non maintenu à l'intérieur de marges relativement étroites

Volume 1983-1996

Taux de change déterminé sur la base de :

1. Ancrage par rapport au : dollars US, Livre Sterling, Franc Français ou autres devises.
2. Flexibilité limitée par rapport : à une devise, un arrangement coopératif
3. Arrangements plus flexibles ajustés selon un certain nombre d'indicateurs et autres flottements dirigés
4. Flottement libre

Volumes 1983-1996

1. Arrimage par rapport : à une devise, paniers de monnaie
2. Flexibilité limitée
3. Flottement dirigé
4. Flottement libre

Sources : (International Monetary Fund, Annual Report on Exchange Restrictions, 1950-1978 and Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions, 1970-2001).

Bibliographie

- Abouelkhair, A., Taha, G., & Tamsamani, Y. (2018). Choix du régime de change et croissance économique : Une analyse empirique sur des données de panel africaines. <https://mpr.ub.uni-muenchen.de/id/eprint/84700>
- Ajevskis, V., & Vītola, K. (2009). *Advantages of fixed exchange rate regime from a general equilibrium perspective*. (Working Paper No. 2009/04).
- Aloui, C., & Sassi, H. (2005). Régime de change et croissance économique : une investigation empirique. *Economie Internationale*, (4), 97-134.
- An, J., & Park, B. (2016). External adjustment and trading partners' exchange rate regimes. *Japan and the World Economy*, 37, 47-54.
- Bailliu, J., Lafrance, R., & Perrault, J. F. (2003). Does exchange rate policy matter for growth?. *International Finance*, 6(3), 381-414.
- Barro, R. J., & Sala-i-Martin, X. (1995). *Technological diffusion, convergence, and growth* (Working Papers No. w5151). National Bureau of Economic Research.
- Bénassy-Quéré, A., & Salins, V. (2010). *A case for intermediate exchange-rate regimes*. (Working Papers No. 2010-14, CEPII).
- Bubula, A., & Ötoker-Robe, I. (2002). *The evolution of exchange rate regimes since 1990: Evidence from de facto policies*. (IMF Working Paper 02/155).
- Calvo, G. A., & Reinhart, C. M. (2002). Fear of floating. *The Quarterly Journal of Economics*, 117(2), 379-408.
- Camara, Y. S. (2014). *Régimes de change et performances économiques en Afrique Sub-saharienne*. (Doctoral dissertation, Université Nice Sophia Antipolis).
- Dam, N.A., & Linaa, J. G. (2005a). *What drives business cycles in a small open economy with a fixed exchange rate?*. (EPRU Working Paper Series).
- Dam, N.A., & Linaa, J. G. (2005b). Assessing the welfare cost of a fixed exchange-rate policy. (EPRU Working Paper Series).
- Daria, F., & Cúrdia, V. (2007). *Monetary regime change and business cycles*. Federal Reserve Bank of New York Staff Reports no. 29.
- Diaw, A., & Ka, B. (2012). *Régime de change et croissance économique: le cas des pays de la CEDEAO*. Conférence Economique Africaine, Kigali.
- Diop, M. B., & Fall, A. (2011). *Problématique du choix du régime de change dans les pays de la CEDEAO*. Ministère de l'Economie et des Finances, Direction de la Prévision et des Etudes Economiques.
- Dodge, Y. (2007). *Statistique: dictionnaire encyclopédique*. Springer Science & Business Media.
- Dupasquier, C., Osakwe, P. & Thangavelu, S. (2005). *Choice of monetary and exchange rate regimes in ECOWAS: an optimum currency area analysis*. (SCAPE Policy Research Working Papers Series 0510). Singapore: National University of Singapore, Department of Economics.
- Friedman, M. (1953). *Essays in positive economics*. Chicago: University of Chicago Press.
- Genberg, H., & Swoboda, A. K. (2005). *Exchange rate regimes: Does what countries say matter?*. (IMF Staff Papers, No. 52, pp. 129-141). IMF Conference in Honor of Michael Mussa.

- Ghosh, A., Gulde, A., Ostry, J., & Wolf, H. (1997). *Does the nominal exchange rate regime matter?*. (NBER Working Paper, No. 5874).
- Ghosh, A., Ostry, J., & Tsangarides, C.G. (2010). *Exchange rate regime and the stability of the international monetary system*, IMF. (Occasional Paper, No. 270).
- Guellil, M., & Benbouziane, M. (2017). *Exchange rate regime choice and economic growth: An empirical analysis on African panel data*. (MPRA Paper No. 84700).
- Hansen, L. P. (1982). Large sample properties of generalized method of moments estimators. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1029-1054.
- Hodrick, R. J., & Prescott, E. C. (1980). *Postwar U.S. business cycles: An empirical investigation*. (Carnegie Mellon University Discussion Paper No. 451).
- Holtmøller, O. (2007). *The effects of joining a monetary union on output and inflation variability in accession countries*. (MPRA Paper No. 8633).
- Kenen, P. B. (1969). The optimum currency area: An eclectic view. In R. Mundell, A. K. Swoboda (Eds.), *Monetary problems of the international economy*. Chicago: University of Chicago Press.
- Kollmann, R. (2002). Monetary policy rules in the open economy: Effects on welfare and business cycles. *Journal of Monetary Economics*, 49(5), 989-1015.
- Levy-Yeyati, E. L., & Sturzenegger, F. (2003). To float or fix : Evidence on the impact of exchange rate regimes on growth. *American Economic Review*, 93(4), 1173-9113.
- Mac Kinnon, J. P. (1963). Some factors that affect the aphid transmission of two viruses that persist in the vector. *Virology*, 20(2), 281-287.
- Mankiw, N. G., Romer, D., & Weil, D. N. (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 107(2), 407-437.
- Mathur, V., & Subramanian, C. (2016). Financial market segmentation and choice of exchange rate regimes. *Economics Letters*, 142, 78-82.
- Marx, K. (1867). *Das Kapital: Kritik der politischen Ökonomie*. Hamburg : Verlag von Otto Meisner, 1885, 1894.
- Mundell, R. A. (1961). A theory of optimum currency areas. *The American Economic Review*, 51(4), 657-665.
- Nerlove, M. (1958). Adaptive expectations and cobweb phenomena. *The Quarterly Journal of Economics*, 72(2), 227-240.
- Reinhart, C. M., & Rogoff, K. S. (2004). The modern history of exchange rate arrangements: A reinterpretation. *The Quarterly Journal of Economics*, 119(1), 1-48.
- Ripoll, L. (2001). *Choix du régime de change : quelles nouvelles*. Montpellier : Université de Montpellier I.
- Schmidt-Hebbel, K. (2010). Inflation targeting twenty years on: Where, when, why, with what effects and what lies ahead?. *Twenty Years of Inflation Targeting: Lessons Learned and Future Prospects*, 57.
- Simwaka, K. (2010). *Choice of exchange rate regimes for African countries: Fixed or flexible exchange rate regimes?*. (MPRA Paper No. 23129).
- Yamada, H. (2013). Does the exchange rate regime make a difference in inflation performance in developing and emerging countries? : The role of inflation targeting. *Journal of International Money and Finance*, 32, 968-989.
- Zervou, A. S. (2013). Financial market segmentation, stock market volatility and the role of monetary policy. *European Economic Review*, 63, 256-272.