



ANNALES
DE
L'UNIVERSITE
MARIEN NGOUABI

Sciences Économiques et Gestion

VOL. 19, N° 1 - ANNEE: 2019

ISSN : 1815 - 4433 - www.annaesumng.org

ANNALES DE L'UNIVERSITE MARIEN NGOUABI SCIENCES ECONOMIQUES ET GESTION



VOLUME 19, NUMERO 1, ANNEE: 2019

www.annaesumng.org

SOMMAIRE

Directeur de publication

J-R. IBARA

Rédacteur en chef

J. GOMA-TCHIMBAKALA

Rédacteur en chef adjoint

Mathias M. A. NDINGA

Comité de Lecture :

AMOUSSOUGA GERO F. V.,
Cotonou (Bénin)
BEKOLO-EBE B., Douala
(Cameroun) BIAO A., Parakou
(Bénin)
BIGOU LARE, Lomé (Togo)
DIATA H., Brazzaville (Congo)
KASSE M., Dakar (Sénégal)
LENGA S. D., Brazzaville (Congo)
MAKOSSO B., Brazzaville (Congo)
MANTSIE R., Brazzaville (Congo)
N'GBO AKE G., Abidjan (Côte
d'Ivoire)
ONDO-OSSA A., Libreville (Gabon)
YAO NDRE, Abidjan (Côte d'Ivoire)

Comité de Rédaction :

DZAKA KIKOUTA., Brazzaville
(Congo)
MAMPASSI J. A., Brazzaville
(Congo)

Webmaster

R. D. ANKY

Administration - Rédaction

Université Marien Ngouabi
Direction de la Recherche
Annales de l'Université Marien
Ngouabi
B.P. 69, Brazzaville – Congo
Email: annales@umng.cg

- 1 **Capital social et sante en période post-crise : analyse comparée de l'expérience des villes d'Abidjan, de Brazzaville et de Kinshasa**
KEITA Z., CISSE A.
- 31 **Niveau d'éducation, corruption et croissance économique dans les pays de l'UEMOA**
CROI F. K.
- 48 **Effets de l'annulation de la dette publique extérieure sur la croissance économique en république du Congo.**
BON ETAT M., NGOUEMBE L.
- 60 **TIC et productivité du travail dans l'Union économique et monétaire ouest africaine (UEMOA)**
KARABOU E. F., ADEVE K. A.
- 79 **Le mésalignement des taux de change réduit-il la croissance économique ? Une analyse des pays de la CEDEAO**
LAWSON D. H.
- 114 **Les déterminants de la déforestation dans les pays du bassin du Congo**
ONOUNGA D. D., BAKABOUKILA AYESEA E.
- 133 **Effets des IDE sur la croissance du secteur hors pétrole en république du Congo**
NGALEBAYE J.P.
- 149 **Incidence du paludisme sur la croissance économique en république du Congo**
LOUFOUA N., SUKAMI E., ZABATANTOU LOUYINDOULA H.
- 167 **Vérification de la loi d'OKUN dans les pays en développement : Cas de la République du Congo**
LOUNAMA O. A. N., MOUNKALA J. R.

ISSN : 1815 - 4433



LE MESALIGNEMENT DES TAUX DE CHANGE REDUIT-IL LA CROISSANCE ECONOMIQUE ? UNE ANALYSE DES PAYS DE LA CEDEAO

LAWSON D. H.

Faculté de Sciences Économiques et de Gestion (FASEG)

Université de Lomé

République du Togo

Email : briceson8@gmail.com

RESUME

L'objectif de cet article est d'analyser le mésalignement des taux de change réel et son incidence sur la croissance économique des pays de la CEDEAO sur la période 1985-2014. A partir de l'approche comportementale de détermination du taux de change effectif réel d'équilibre (BEER), les résultats montrent que le niveau de surévaluation est plus élevé dans les pays de l'UEMOA que dans les autres pays de la CEDEAO. Il en résulte que le taux de change est plus surévalué dans les pays à régime de change fixe que ceux à régime de change flexible. De plus, le niveau de surévaluation a une incidence négative sur la croissance économique de la CEDEAO contrairement à la sous-évaluation des taux de change. L'incidence du régime de change sur la croissance économique montre que plus le degré de flexibilité des pays augmente, plus leurs niveaux de croissance augmentent avec une valeur de 0,93 suggérant ainsi que la mise en place des mécanismes occasionnant une flexibilité du taux de change de la future monnaie unique serait un atout pour les économies de la CEDEAO.

Mots-clés : *mésalignement, croissance économique, taux de change effectif réel, CEDEAO*

JEL Classification : F30, F36, F45.

ABSTRACT

The aims of this paper is to analyse the misalignment of real exchange rates and its impact on the economic growth of ECOWAS countries over the period 1985-2014. Based on the behavioural approach to determining the real effective equilibrium exchange rate (BEER), the results show that the level of overvaluation is higher in WAEMU countries than in other ECOWAS countries. As a result, the exchange rate is more overvalued in countries with fixed exchange rates than in countries with flexible exchange rates. In addition, the level of overvaluation has a negative impact on ECOWAS economic growth, unlike the undervaluation of exchange rates. The impact of the exchange rate regime on economic growth shows that, as the degree of flexibility of countries increases, so does their growth levels, with a value of 0.93, suggesting that the establishment of mechanisms for exchange rate flexibility in the future single currency would be an asset for ECOWAS economies.

Keywords : *misalignment, economic growth, real effective exchange rate, ECOWAS*

JEL Classification : F30, F36, F45

INTRODUCTION

Au cours de ces dernières décennies, la question du choix du régime de change et ses conséquences macroéconomiques ont reçu une attention considérable. En plus des effets du choix du régime de change sur les flux commerciaux (Rose, 2000; Frankel et Rose, 2002; Glick et Rose, 2002; Rose et Stanley, 2005; Klein et Shambaugh, 2006; Adam et Cobham, 2007), la littérature récente identifie une régularité des travaux empiriques entre les régimes de change et les niveaux de prix nationaux (Ghosh et al., 2002; Broda, 2006), les régimes de change et la transmission des chocs des termes de commerce (Broda, 2004; Edwards et Levy-Yeyati, 2005), les régimes de change et les flux d'investissements directs étrangers (Schiavo, 2007; Abbott et de Vita, 2008). L'émergence d'une guerre commerciale, dans l'économie mondiale, et les récents développements à partir de la crise des subprimes couplés du spectre d'une guerre des changes, ont ravivé l'intérêt des chercheurs pour le sujet. Dans ce contexte, le mésalignement des taux de change réel (sous-évaluation ou surévaluation) est d'une importance particulière, parce qu'un taux de change réel compétitif contribue à promouvoir la croissance économique.

L'évolution des taux de change effectifs réels donnent une indication de l'évolution de la compétitivité-prix d'un pays à l'extérieur. Le taux de change effectif réel prend en compte les différences d'évolution des prix entre les partenaires commerciaux. Même si le taux de change effectif nominal d'un pays ne change pas, la compétitivité relative d'un pays augmente, quand le taux d'inflation de son partenaire commercial est plus élevé que son taux de change. Pour prendre ceci en compte, le taux de change effectif nominal est ajusté pour intégrer les différences de taux d'inflation.

L'évolution du taux de change réel par rapport à sa valeur d'équilibre diffère suivant le régime de change. D'une part, les changes flottants peuvent s'écarter des fondamentaux en raison de spéculations sur le marché des changes. D'autre part, un

régime de change fixe peut empêcher ou ralentir le retour du taux de change effectif réel à sa valeur d'équilibre, dans la mesure où l'ajustement doit se réaliser à travers des prix qui sont rigides à court terme. Les prix étant rigides à la baisse, les devises des pays en changes fixes sont plus sujettes à la surévaluation (Coudert et Couharde, 2009).

Les pays peuvent choisir de mener une politique qui vise à maintenir une monnaie sous-évaluée afin d'atteindre la compétitivité par rapport à leurs principaux concurrents, stimulant ainsi leurs exportations (Gala, 2008 ; Holtemöller et Mallick, 2013). En effet, pour de nombreux auteurs, le miracle asiatique est le résultat d'une stratégie de croissance tirée par les exportations, soutenue par une manipulation délibérée des taux de change (Rodrik, 2008 ; Razmi et al. 2012). En rattachant le yuan au dollar américain, la Chine a réussi à stopper l'appréciation de sa monnaie et a maintenu artificiellement le taux de change de sa monnaie sous-évalué, grâce à l'accumulation de réserves de change (Owoundi, 2016). Cette stratégie lui a permis de stimuler les exportations et de maintenir sa compétitivité. D'une manière générale, l'exemple des pays asiatiques a donné lieu à une littérature abondante (Frenkel, 2004 ; Mejia-Reyes et al., 2010; Couharde et Sallenave, 2013; Owoundi, 2016).

De ce qui précède, la détermination du degré de mésalignement (sous-évaluation ou surévaluation) des taux de change réels et son incidence potentielle sur la croissance économique constituent également une préoccupation majeure dans l'optique du choix d'un régime de change idoine.

Le centre d'intérêt de cet article est la détermination de l'incidence du mésalignement des taux de change réel sur la croissance économique des pays de la CEDEAO, avec un accent particulier sur l'analyse du degré de mésalignement des taux de change réel des différents pays suivant les différents régimes de change. L'objectif général est d'analyser le mésalignement des taux de change réel et son incidence sur la croissance économique

des pays de la CEDEAO. Cet article à analyse le niveau de mésalignement des taux de change réel et son incidence sur la croissance économique des pays de la zone CEDEAO. Il contribue à la littérature empirique de la question en examen et il apporte un éclairage de formulation de politique économique, celle d'une réflexion empirique sur le futur régime de change de la CEDEAO.

Le reste de l'article est divisé en trois sections. La section 1 développe la revue de la littérature du mésalignement des taux de change et son incidence sur la croissance économique. La section 2 présente la méthodologie. La présentation et l'interprétation des résultats font l'objet de la section 3.

1. Revue de Littérature

Cette section revisite la littérature théorique et empirique. Dans une première sous-section, nous examinons la revue de littérature théorique sur les approches de détermination du taux de change d'équilibre et le lien entre le mésalignement et la croissance économique. Dans une deuxième sous-section, nous abordons comment les travaux empiriques existants.

1.1.Revue théorique

La revue de littérature théorique s'articule autour de l'analyse théorique des approches de détermination du taux de change d'équilibre et celle du lien entre le mésalignement du taux de change et la croissance économique.

1.1.1. Analyse théorique des approches de détermination du taux de change d'équilibre

La littérature sur la détermination du taux de change d'équilibre remonte aux années soixante (Ballassa, 1964) et la deuxième moitié de la première décennie du 21ème siècle a marqué le début d'augmentation du nombre de recherche empirique sur le mésalignement du taux de change et son incidence sur la croissance

économique. La littérature n'est pas arrivée à trouvé un consensus sur la mesure du mésalignement du taux de change. Une partie de la littérature est basée sur les déviations de la parité du pouvoir d'achat (PPA). Au-delà de l'approche basée sur le pouvoir d'achat, d'autres approches ont émergé de la théorie économique : la théorie du taux de change fondamental (FEER), la théorie du taux de change d'équilibre naturel (NATREX), la théorie du taux de change d'équilibre comportemental (BEER) et les techniques purement statistiques.

➤ Approche macroéconomique du taux de change réel : taux de change d'équilibre fondamental (TCEF ou FEER)

Compte tenu des limites de l'approche sur le pouvoir d'achat (PPA), le FMI a introduit l'approche en termes de taux de change d'équilibre. La notion du taux de change d'équilibre fondamental a été définie en 1983 par John Williamson. Cette approche est définie comme le taux de change réel effectif assurant à moyen terme la réalisation simultanée de l'équilibre interne et externe. Le FEER est défini comme le niveau de taux de change qui permet d'atteindre simultanément l'équilibre interne et externe (Williamson, 1983).

Dans le cadre de la détermination du TCEF, on suppose que la production potentielle est déterminée par la maximisation du profit de la part des entreprises ne dépend pas du taux de change réel. Le graphique 1 montre l'équilibre interne et externe et la détermination du TCEF.

L'équilibre interne représenté par l'égalité entre le PIB réel et le PIB potentiel constitue une situation d'absence d'inflation et de chômage.

L'équilibre externe est représenté par la courbe décroissante indiquant la combinaison de change réel et de l'activité pour lesquelles le compte courant est à un niveau prédéterminé, qualifié d'équilibre. Suivant une approche keynésienne, toute

hausse de la demande domestique augmente, ceteris paribus, le PIB domestique et dégrade le compte courant et la balance commerciale d'où pour maintenir l'équilibre, le TCEF doit se déprécier. Il en résulte qu'en équilibre externe, une hausse du PIB au-dessus de niveau potentiel accroît les importations. Pour maintenir l'équilibre externe, le taux de change réel doit se déprécier¹.

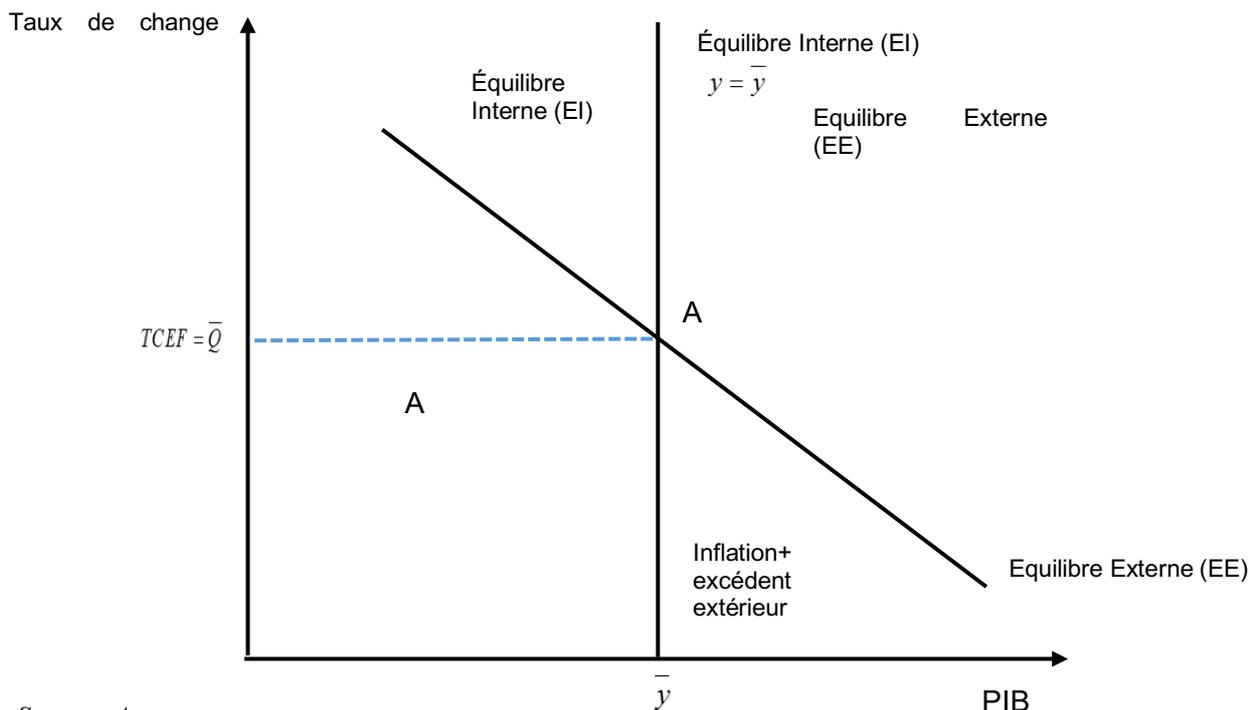
Le TCEF est le taux de change réel qui ramène le solde extérieur à l'équilibre, le PIB étant lui-même au niveau potentiel noté \bar{y} . L'équilibre externe correspond à une balance courante équilibrée. On peut le résumer à l'équilibre du compte courant. Le TCEF est représenté par le point \bar{Q} . La ligne verticale indique l'équilibre interne (EI) correspondant à l'égalité entre le PIB, y et le PIB potentiel \bar{y} comme susmentionné.

Les différentes situations qui prévalent sont représentées sur le graphique 1 :

- Au-dessus de la droite (EE) le taux de change est trop élevé par rapport au niveau du PIB et la balance courante est déficitaire. Au-dessous de la droite (EE), le taux de change réel est trop faible par rapport aux PIB et le solde courant est excédentaire.
- A gauche de la droite représentant l'équilibre interne (EI), la demande de biens et service est trop faible et il y a le sous-emploi. A droite du plein-emploi, la demande agrégée est au contraire élevée, ce qui entraîne de l'inflation.

¹ Sur le graphique 1, cela correspond à une diminution de \bar{Q}

Graphique 1: TCEF, équilibre interne et équilibre externe



Source : Auteur

Le modèle théorique de détermination du taux de change d'équilibre fondamental est obtenu à travers l'inversion d'une équation du solde courant en fonction du taux de change réel et de l'écart de production. Elle s'opère en trois étapes :

Étape 1 : estimation des équations de commerce reliant la balance courante aux taux de change réel et au niveau de PIB réel.

En posant la BC la balance courante rapportée au PIB potentiel, le logarithme du taux de change réel et y l'écart de production, on a l'équation suivante :

$$BC = BC_0 - \varepsilon q - \theta y \text{ avec } \varepsilon, \theta > 0 \quad [1]$$

Avec BC_0 l'ensemble des termes exogènes composant l'écart de production étranger, les chocs de préférences, les barrières douanières.

Le coefficient ε est positif si la condition de Marshall-Lerner est vérifiée. Il faut remarquer que la condition de Marshall-Lerner est vérifiée si la somme de l'élasticité prix des exportations et des importations est

supérieure à 1. L'élasticité prix des exportations indique le pourcentage de variation des exportations, lorsque le taux de change réel s'apprécie de 1%. L'élasticité prix des importations est déterminée par le niveau de variation des importations, lorsque le taux de change réel s'apprécie également de 1%. Pour qu'une dépréciation réelle élève la balance commerciale, il faut que la somme des élasticités de commerce en valeur absolue soit supérieure à 1. Cette condition appelée condition des élasticités critiques ou condition de Marshall-Lerner est vérifiée sur le moyen terme corroborant ainsi l'analyse des taux de change effectif fondamental.

Le coefficient θ représente la propension marginale à importer du pays. Lorsque le PIB de l'économie augmente par rapport à son niveau potentiel donc lorsque y est positif, les importations augmentent et la balance courante diminue.

Étape 2 : calcul de la balance courante implicite

On détermine la balance courante implicite \overline{BC} qui serait observée si le PIB était à son niveau de long terme si l'écart de production y est nul.

$$\widetilde{BC} = BC_0 - \varepsilon q \quad [2]$$

Étape 3 : calcul du taux de change réel d'équilibre fondamental

On calcul ensuite le taux de change d'équilibre \overline{q} permettant d'atteindre la cible de solde courant \overline{BC} en supposant que le PIB est à son niveau potentiel. Pour déterminer la cible de la balance courante \overline{BC} l'équation 2 devient :

$$\overline{BC} = BC_0 - \varepsilon \overline{q} \quad [3]$$

A partir de l'équation 2 et 3, on détermine le taux de change d'équilibre fondamental \overline{q}

$$\overline{q} = q + \frac{1}{\varepsilon} (\widetilde{BC} - \overline{BC}) \quad [4]$$

En réarrangeant , on obtient

$$q - \overline{q} = -\frac{1}{\varepsilon} (\widetilde{BC} - \overline{BC}) \quad \text{donc}$$

$$q - \overline{q} = \frac{1}{\varepsilon} (\overline{BC} - \widetilde{BC}) \quad [5]$$

Le mésalignement du taux de change réel est déterminé par la différence entre le taux de change effectif réel et sa valeur d'équilibre fondamental ($q - \overline{q}$).

Le taux de change réel est surévalué ($q > \overline{q}$) si la balance courante est inférieure à sa valeur cible. Dans cette situation, le taux de change doit être déprécié pour augmenter le solde de la balance courante implicite au niveau de sa cible dans l'optique d'avoir l'équilibre interne et externe.

Le taux de change est sous-évalué ($q < \overline{q}$) si la balance courante est supérieure à la cible.

En ajoutant et en retranchant BC dans l'équation 4, on a :

$$\overline{q} = q + \frac{1}{\varepsilon} (\widetilde{BC} + BC - BC - \overline{BC})$$

L'équation devient

$$\overline{q} = q + \frac{1}{\varepsilon} [(\widetilde{BC} - BC) + (BC - \overline{BC})]. \text{Or}$$

$$\widetilde{BC} - BC = \theta y \quad \text{il en résulte que}$$

$$\overline{q} = q + \frac{1}{\varepsilon} [\theta y + (BC - \overline{BC})] \quad [6]$$

Le mésalignement du taux de change est fonction de l'écart de production et de l'écart du solde extérieur observé par rapport à sa valeur cible.

Une autre approche utilisée, dans la littérature théorique, est l'approche du taux de change comportemental de Clark et Mac Donald (1997).

➤ Le taux de change d'équilibre comportemental (TCEC ou BEER)

L'approche économétrique sur la détermination du taux de change d'équilibre comportemental (BEER) a été introduite par Clark et Mac Donald (1998). Cette approche explique la dynamique du taux de change avec certaines variables qui ont des incidences sur cette dynamique à long terme. Cette approche d'analyse du taux de change réel introduit par Clark et Mac Donald (1998) présente l'avantage de rendre compte de l'évolution des taux de change de manière empirique.

En considérant la neutralité au risque comme hypothèse de base, le modèle est spécifié suivant l'équation :

$$E_t(\Delta S_{t+k}) = -(i_t - i_t^*) \quad [7]$$

Avec S_{t+k} le logarithme du taux de change nominal côté au certain, i_t le taux d'intérêt nominal domestique, i_t^* le taux d'intérêt nominal étranger, E l'espérance mathématique, $t+k$ l'horizon de maturité des titres et Δ l'opérateur de différence première.

Selon l'approche BEER, le taux de change réel d'équilibre est déterminé par des composantes de long terme des fondamentaux. Les facteurs susceptibles d'influencer la composante systématique (le taux de change de long terme) ont fait l'objet d'amples discussions dans la littérature (Couharde et al, 2012). Cette approche se base sur quatre étapes (Mac Donald et al, 2005) :

- Estimation de la relation entre le taux de change réel, les fondamentaux et les variables à court terme.
- Calcul du mésalignement courant : on considère l'hypothèse selon laquelle les variables à court terme sont nulles et que les valeurs des fondamentaux correspondent aux valeurs observées.
- Détermination de la valeur de long terme des fondamentaux à partir de la décomposition des séries en composante permanente et transitoire.
- Calcul du mésalignement total : on suppose que les variables à court terme sont nulles et que les valeurs

des fondamentaux ont atteint leur niveau d'équilibre de long terme.

➤ La technique du NATREX : une approche dynamique

Le NATREX (Natural Real Exchange Rate) a été développé par Stein et Allen (1997). Il est défini comme le taux de change réel qui satisfait à la fois l'équilibre sur le marché des biens et de la balance des paiements, lorsque l'output est à son niveau potentiel et en l'absence de mouvements des capitaux spéculatifs, des facteurs cycliques et de variation des réserves de change. Comme, dans la majorité des modèles de taux de change d'équilibre, l'épargne et l'investissement jouent un rôle primordial dans la dynamique du taux de change réel du NATREX. Les méthodes d'optimisation intertemporelle en situation d'incertitude constituent la base analytique du modèle NATREX dans sa description du comportement des agents économiques.

Il fait une distinction entre le court, le moyen et le long terme. A court terme, le taux de change réel dépend de certains fondamentaux exogènes (X), des fondamentaux endogènes (Y), et des facteurs cycliques et spéculatives (SPECU). Le taux de change réel observé à une période donnée est égale à :

$$R = (X_t, Y_t : SPECU_t) \quad [8]$$

$$R = [R_t(Y_t, SPECU_t : X_t) - R_t^{MT}(Y_t : X_t)] + [R_t^{MT}(Y_t : X_t) - R_t^{LT}(X_t)] + R_t^{LT}(X_t) \quad [9]$$

$[R_t(Y_t, SPECU_t : X_t) - R_t^{MT}(Y_t : X_t)]$ représente les déviations du taux de change réel de court terme affectées par les facteurs spéculatifs, du NATREX de moyen terme.

$[R_t^{MT}(Y_t : X_t) - R_t^{LT}(X_t)]$ constitue les écarts entre le NATREX de moyen terme et celui de long terme avec $R_t^{LT}(X_t)$ le NATREX de long terme.

Le NATREX, de long terme, est fonction des variables exogènes tel le ratio de productivité globale des économies et le

ratio de préférence pour le présent. Dans le long terme, les stocks de capital et de dette externe qui constituent les fondamentaux endogènes convergent vers leurs valeurs de long terme. L'équilibre de long terme est atteint si ces fondamentaux endogènes convergent vers leurs valeurs d'État stationnaires et les effets des facteurs cycliques s'amenuisent.

Le NATREX permet d'analyser des crises économiques en traitant simultanément la dynamique du taux de change et celle de la dette externe. Par une

combinaison du modèle de NATREX de taux de change réel d'équilibre de long terme et de la dette externe, Stein (1994) a proposé la définition des signaux d'alerte pour les pays en difficulté financière.

Le premier signal provient de l'écart pouvant exister entre le taux de change réel et sa valeur d'équilibre de long terme. Une valeur positivement élevée de cet écart est synonyme de surévaluation de la monnaie, signal de risque de crise monétaire.

Le second signal est donné par l'écart entre le ratio de la dette effective externe sur PIB (d_{eff}) et le niveau de la dette optimale (d_{opt}) suivant l'équation : $\Delta Dette = d_{eff} - d_{opt}$. Si, la dette effective dépasse son niveau optimal, $\Delta Dette > 0$, l'économie du pays concerné court le risque de faire défaut, car pour faire face au service de la dette, le pays devra réduire sa consommation. Un niveau élevé de la dette extérieure cause un facteur de risque important au pays. En présence de forte fluctuation de la monnaie nationale, si le service de la dette peut conduire à une crise économique voir un défaut de paiement, s'il est libellé en devise étrangère. Ce niveau élevé de dette extérieure fait partie intégrante des risques financiers évalués parallèlement par les agences de notation financière, comme ce fut le cas de la crise grecque de 2010.

Dans le cas où le pays connaît simultanément une surévaluation de sa monnaie et un déficit chronique ou excessif, cette économie devient plus vulnérable aux différents chocs.

➤ Les techniques exclusivement statistiques

Ces techniques se basent sur la décomposition du taux de change réel en une composante transitoire et tendancielle représentant le taux de change de long terme. La détermination du taux de change tendanciel s'opère par les filtres de Hodrick Prescott (HP), de Christiano-Fitzgerald ou par les décompositions univariées et

multivariées de Beveridge et Nelson. Cette dernière a été sujette à critique dans la littérature compte tenu de son aspect trop mécanique.

➤ Analyse comparative TCEC, TCEF et le taux de change à partir des filtres

Les approches théoriques de détermination du mésalignement du taux de change diffèrent d'une approche à une autre à partir des taux de change d'équilibre. Le TCEC diffère du TCEF, car il incorpore l'effet Balassa-Samuelson et traite du taux de change réel dans son ensemble et il ne prend pas seulement le prix relatif des biens échangeables. Il ne se repose pas sur des cibles de solde courant positives ou négatives, mais sur l'équilibre courant. En cela, il représente un équilibre de long terme alors que le TCEF se situe au moyen terme.

Il s'appuie sur une estimation économétrique du lien entre taux de change réel, position extérieure nette et d'autres indicateurs. Il en résulte que le taux de change d'équilibre déterminé à partir du TCEC ne peut continuellement être sous-évalué ou surévalué, alors que cela est possible avec l'approche du TCEF.

Dans l'approche du TCEC, les mésalignements sont mécaniquement moins marqués, alors ces derniers sont plus marqués dans l'approche des filtres et moyennement marqués dans l'approche du TCEF.

Compte tenu de ses avantages, nous utilisons dans la présente recherche l'approche comportementale pour déterminer le niveau de mésalignement des taux de change réel des économies de la CEDEAO.

1.1.2. Analyse théorique des liens entre mésalignement et croissance

Les premiers travaux mettant en évidence le taux de change réel et la croissance économique ont été proposées

dans les travaux sur la stratégie de croissance tirée par le niveau de commerce (Krueger, 1983 ; Williamson, 1994; Dollar, 1992 ; Sachs et Warner, 1995). Selon ces recherches les mésalignements des taux de change constituent des déséquilibres macroéconomiques néfastes pour la croissance. Spécifiquement, une politique monétaire moins restrictive engendrant une surévaluation des taux de change réel en régime de change fixe, peut occasionner une contraction de l'activité économique et le niveau des importations. De même, une dévaluation compétitive des monnaies engendre une sous-évaluation. Cette dévaluation compétitive peut être source d'inflation importée réduisant ainsi l'objectif de croissance économique forte des pays. Selon Williamson (1994), le mésalignement des taux de change a une incidence négative sur la croissance sauf dans la situation du maintien du compte courant de l'économie à un niveau soutenable. Pour Dollar (1992), les distorsions de change ont une incidence négative sur la croissance.

Si pour Williamson et Dollar, l'incidence négative du mésalignement sur la croissance est plus probable, d'autres auteurs analysent de manière désagrégée le mésalignement suivant la sous-évaluation et la surévaluation. L'incidence du mésalignement peut donc être asymétrique. Les distorsions relatives des prix provenant des mésalignements du taux de change peuvent avoir des effets potentiellement néfastes, tels qu'une baisse de la productivité du travail et du capital en cas de surévaluation, ou un faible retour sur investissement pour les industries exportatrices (Mengistae et Pattillo 2004). Ces effets négatifs ont été démontrés par Cottani et al. (1990), Fosu (2000), Loayza et al (2005), Johnson et al (2007). Contrairement à l'incidence négative de la surévaluation, en cas de sous-évaluation, la rentabilité de l'investissement dans le secteur des biens échangeables pourrait être améliorée, par la création d'incitations à la production dans ce secteur. Il peut aussi y avoir des pressions inflationnistes conduisant à une augmentation des prix à l'importation, qui finit par affaiblir la croissance

économique par la réduction des investissements. Pour Hausman et al (2005), Rodrick (2008), Berg et al (2010), la sous-évaluation constitue un facteur de croissance économique.

1.2. Revue empirique

1.2.1. Analyse des travaux empiriques sur la détermination du taux de change d'équilibre

Différents résultats empiriques sont obtenus grâce aux estimations du taux de change d'équilibre et de son mésalignement. Ils diffèrent d'une recherche à une autre, compte tenu des données utilisées, des différentes spécifications et des différentes méthodologies d'estimations adoptées. L'une des premières recherches sur le mésalignement et la croissance est développée par Edwards (1989) qui évalue la relation entre le taux de change réel et la croissance. Un de ses résultats stipule que le mésalignement des taux de change réel est associé à une distorsion entre le secteur des biens échangeables et non échangeables, conséquence de non allocation des ressources à travers les différents secteurs de l'économie concourant à une incidence négative sur la croissance. Razin et Collins (1997) se fondent sur l'analyse selon laquelle la dépréciation du taux de change réel est généralement associée à la politique de dévaluation compétitive pour stimuler les exportations des économies. Conformément aux travaux d'Edwards et Elbadawi (1994), ils estiment le taux de change réel d'équilibre des pays en développement. Ces deux auteurs régressent des taux de change réel sur des variables macroéconomiques telles que le progrès technique, l'accumulation du capital, les termes de l'échange, les tarifs à l'import, le niveau et la répartition des dépenses publiques entre biens échangeables et non échangeables.

A partir de l'approche du Taux de Change d'Equilibre Fondamental (TCEF), Williamson (1994) a réalisé une recherche sur les économies de G7. Il montre que le dernier trimestre de 1989 a été marqué par une surévaluation de 14% contre une sous-

évaluation du yen japonais de 27%. Par l'utilisation du modèle d'équilibre Général Calculable, Devarajan (1997) montre une surévaluation du taux de change réel de 9% au Burkina Faso. Elbadawi, Baffes et O'Connell (1999) ont analysé le mésalignement du taux de change réel en Côte d'Ivoire et au Burkina Faso. Leurs résultats sont contraires aux résultats obtenus par Devarajan (1997), leur recherche n'a trouvé aucune surévaluation au Burkina Faso. D'après les auteurs, le Burkina Faso a connu une sous-évaluation annuelle moyenne de 34% sur la période 1987-1993. Dufrenot et Yehoue (2005) ont analysé la relation entre le taux de change réel et les agrégats économiques de soixante-quatre (64) pays en voie de développement. La dynamique du taux de change réel est expliquée par certains fondamentaux : la productivité, les termes de l'échange, l'ouverture commerciale. Les résultats de cette recherche montrent le niveau de significativité des fondamentaux moindres pour les pays à revenu intermédiaire par rapport à ceux à faible revenu.

1.2.2. Analyse des travaux empiriques sur l'incidence du mésalignement sur la croissance économique

Rodrick (2008) a étudié le mésalignement des taux de change réel et la croissance économique sur la période 1950-2004. Par une approche méthodologique en série temporelle sur 184 pays, l'auteur a utilisé un indice pour mesurer le degré de sous-évaluation du taux de change réel ajusté par l'effet Balassa-Samuelson en utilisant l'indicateur du PIB par tête. Les résultats de la recherche révèlent qu'une surévaluation du taux de change réel nuit à la croissance économique, alors que l'effet contraire se produit en cas de sous-évaluation.

Plusieurs recherches de la littérature économique se sont consacrées à la recherche du taux de change d'équilibre réel. Parmi ces travaux se trouvent ceux de Mac Donald (2000), Driver et Westaway (2004), Fic et al (2008). Fic et al étudient les conséquences macroéconomiques de la

fixation du taux de change irrévocablement fixe dans la zone euro. Ils ont estimé le taux de change réel d'équilibre de huit des dix pays candidats de la zone monétaire européenne après avoir rempli les critères de Maastricht. Candelton et al (2013), en appliquant une approche de cointégration en panel, ont fait une recherche sur les États baltes, grâce aux données trimestrielles sur la période 1993-2001.

Gala et Lucinda (2006) ont développé une analyse en panel dynamique par l'utilisation de la technique de la Méthode des Moments Généralisés (GMM) Système sur 58 pays couvrant la période 1960-1999. En mesurant le mésalignement du taux de change par l'incorporation de l'effet Balassa Samuelson, les auteurs ont utilisé des variables de contrôle comme le capital humain, le capital physique, l'inflation, l'environnement institutionnel, l'écart de production (output gap) et les termes de l'échange. La recherche a montré qu'une dépréciation (appréciation) du taux de change conduit à augmentation (diminution) de la croissance économique.

Berg et Miao (2010) ont développé une investigation empirique sur le mésalignement du taux de change et la croissance. Eichengreen (2008) a fait une revue de littérature sur le taux de change et la croissance en structurant son analyse sur l'impact du taux de change réel sur la croissance économique de long terme. Il recommande que la faible fluctuation des taux de change réel et sa prise en compte comme indicateur de compétitivité permettent aux pays de faire un saut qualitatif de croissance, en témoigne l'exemple de croissance forte des économies Est Asiatique.

Mac Donald et Viera (2010) ont analysé le rôle du mésalignement du taux de change réel sur la croissance à long terme pour un ensemble de quatre-vingt-dix (90) pays à l'aide des données de la période 1980-2004. En utilisant différentes variables explicatives du taux de change réel (PIB par tête, position extérieure nette, l'indice des termes de l'échange, les dépenses

gouvernementales) dans leurs estimations, les auteurs ont, d'abord, déterminer à partir d'un modèle de données de panel (en utilisant les effets fixes et effets aléatoires), avec des spécifications différentes, l'incidence des fondamentaux sur le taux de change réel afin de produire des estimations du taux de change réel d'équilibre. Ensuite, ils ont fait des estimations pour construire des mesures de mésalignement du taux de change réel. Ils ont enfin réalisé des analyses pour déterminer l'incidence du mésalignement des taux de change sur la croissance économique des pays par l'utilisation des estimateurs comme le GMM. Les résultats des estimations de GMM en deux étapes montrent que l'incidence du mésalignement sur la croissance économique de long terme est positive pour toutes les spécifications, c'est-à-dire une augmentation du taux de change réel par rapport à son niveau d'équilibre grève la croissance de long terme. Les coefficients estimés sont plus élevés pour les pays en développement et émergents que pour les pays développés.

Plusieurs recherches ont été effectuées sur les pays développés et en développement sur l'identification de la relation entre le mésalignement du taux de change et la croissance économique. Ainsi, Razin et Collins (1997), Easterly (2001), Loayza et al (2004), Magyari (2008), Béreau et al (2009) ont mesuré l'effet de la surévaluation des taux de change sur la croissance économique. D'autres auteurs ont étudié le rôle de la politique de taux de change dans les stratégies de développements des pays. Bresser –Pereira (2004), Dooley et al (2005) ont montré que la compétitivité des différentes monnaies des pays asiatiques a stimulé la croissance économique de la zone par le canal de l'investissement. L'analyse de Frenkel (2004) démontre que la principale cause de la crise et de la stagnation de la croissance des pays latino-américains des années 1980 et 1990 a été la surévaluation de leur taux de change.

Plusieurs recherches utilisent les moindres carrés ordinaires (MCO), le triple

moindre carré ordinaire et le PSTR2 pour analyser l'impact du mésalignement sur la croissance économique. Le PSTR a été utilisé par Béreau et al (2010), Aflouk et Mazier (2011) pour étudier le lien entre le mésalignement du taux de change réel et la croissance économique.

Magyari (2008), Sallenave (2010) ont étudié l'incidence du niveau de mésalignement des taux de change sur la croissance économique en se basant sur le modèle Behavioural Equilibrium Exchange Rate (BEER). Magyari (2008) a analysé la relation mésalignement-croissance sur quatre pays de l'Europe centrale et Orientale (la Pologne, la Roumanie, la république Tchèque et la Hongrie) en utilisant la technique d'estimation des GMM en série chronologique et en panel dynamique. Les résultats de sa recherche montrent qu'une augmentation du mésalignement de 1% réduit la croissance économique de 0,017%. En dissociant les périodes de surévaluation de celle de sous-évaluation, les analyses de l'auteur montrent une différenciation. La surévaluation des taux de change réduit la croissance économique tandis qu'une sous-évaluation la renforce. Sallenave (2010) en utilisant les mêmes techniques de GMM en panel dynamique sur les pays de G20 a montré que le mésalignement a un effet négatif sur la croissance économique sur la période 1996-2006. L'utilisation de l'approche BEER lui a permis de démontrer une différence importante entre les pays développés et les pays émergents. Les résultats de sa recherche montrent que l'ampleur du mésalignement est beaucoup plus prononcée au niveau des pays émergents.

Nubukpo (2015) a analysé le degré de résilience de la croissance des pays membres de la zone CEMAC face à un mésalignement du taux de change réel. Deux résultats sont mis en évidence dans sa recherche: d'une part, les estimations en panel dynamique montrent qu'il existe un faible mésalignement du taux de change réel

² Panel Smooth Transition Regression

dans les pays membres de la CEMAC avec un impact négatif sur la croissance économique. D'autre part, la présence d'une faible résilience des pays membres de la CEMAC aux mésalignement du taux de change. Nubukpo et al (2017) à base de modèle sur séries temporelles et données de panel, ont estimé que le Taux de Change Effectif Réel (TCER) de la zone UEMOA est surévalué de 0,7 à 9 % en 2009. A l'aide des Vecteurs Autorégressifs (VAR), ils étudient l'impact d'une dévaluation sur la balance commerciale et la croissance des pays de la zone. Les résultats révèlent que la dévaluation n'est pas la solution pour réduire significativement le déficit commercial des pays de l'UEMOA. Elle permettrait cependant, de booster la croissance de la plupart des États de l'Union. A terme, le véritable défi ne réside pas dans les options d'ajustement externe mais plutôt dans l'optimalité du régime de change.

2. Méthodologie

La méthodologie adoptée comporte trois étapes. La première est celle de la présentation de la méthode détermination du taux de change effectif d'équilibre à partir de l'approche BEER. La deuxième étape consiste à déterminer la méthode de calcul du mésalignement des taux de change réel et la dernière étape est celle de l'incidence du mésalignement sur la croissance économique.

2.2. Modèle et technique d'estimation de détermination du taux de change effectif d'équilibre

Cette sous sections nous permet de montrer le modèle théorique suivit suivi de celui empirique.

2.2.1. Modèle théorique

A partir de l'analyse de la revue théorique, le modèle retenu est celui de la théorie comportementale (BEER).a partir des travaux de Clark et MacDonald (1998, 1999), la forme réduite du modèle est :

$$Q_t = \beta_1 Z_{1t} + \beta_2 Z_{2t} + \tau T_t + \varepsilon_t \quad [10]$$

À la suite de Clark et MacDonald (1998, 1999), Z_{1t} est définie comme l'ensemble des déterminants qui devraient avoir des effets persistants sur le taux de change réel à long terme et Z_{2t} l'ensemble des fondamentaux qui devraient des effets persistants à moyen terme sur le cycle économique. T_t représente la composante transitoire et ε_t le terme d'erreur.

Suivant MacDonald (1999), il est utile de faire la distinction entre la valeur du taux de change réel actuel (Q_t) et le taux de change d'équilibre (Q_t^*). Cette dernière valeur est définie pour une position dans laquelle les conditions transitoires et aléatoires sont égales à zéro :

$$Q_t^* = \beta_1 Z_{1t} + \beta_2 Z_{2t} \quad [11]$$

Le niveau de mésalignement est déterminé par : $mes = Q_t - Q_t^* = \tau T_t + \varepsilon_t$ avec mes considéré comme la somme des erreurs transitoires et aléatoires. Comme les valeurs actuelles des fondamentaux économiques peuvent s'écarter de leurs valeurs soutenables ou désirables, Clark et MacDonald (1999) définissent le mésalignement total (Smes) comme la différence entre le taux de change réel observé et sa valeur de long terme obtenue à partir de l'estimation des valeurs de long terme des fondamentaux économiques. MacDonald (1999), ont mis en évidence les la productivité relative, les termes de l'échange, la position extérieure, le PIB par tête comme des fondamentaux économiques pouvant influencer le taux de change réel contribuant à la détermination du taux de change réel et du mésalignement de taux de change.

Afin d'appréhender les fondamentaux dans le cadre de cette recherche, le modèle BEER en panel s'apparente à un modèle ARDL. En considérant un modèle ARDL (p, q, q, q,.....q), l'équation est libellée à partir de Pesaran (2015) comme suit :

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^p \lambda_{ij} y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \delta_{ij}' x_{i,t-j} + u_{it} \text{ pour } i = 1, 2, 3, \dots, N \quad [12]$$

Ou y_{it} est la variable endogène, x_{it} constitue un vecteur de variable explicative de dimension k . α_i représente l'effet fixe, λ_{ij} les coefficients associés au retard de la variable endogène, δ_{ij} le vecteur des

coefficients de dimension k . Nous supposons que les erreurs u_{it} sont indépendamment distribuées à travers i et t de moyenne zéro et de variance σ_i .

La représentation du modèle à correction d'erreur précédent est :

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \phi_i y_{i,t-1} + \beta_i' x_{it} + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij}^* \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{ij}^* \Delta x_{i,t-j} + u_{it}$$

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

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

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

Pesaran, Shin et Smith (1999) ont proposé une méthode d'estimation du modèle ARDL suivant l'hypothèse selon laquelle les coefficients de long terme sur X_i définis par $\theta_i = -\beta_i / \phi_i$ sont les mêmes à travers le groupe considéré. Il en résulte que $\theta_i = \theta$, $i = 1, 2, 3, \dots, N$.

Cet estimateur, connu sous le nom d'estimateur de groupe moyen regroupé

$$\Delta y_i = \phi_i \xi_i(\theta) + W_i \kappa_i + \varepsilon_i \quad [13]$$

$$\text{ou } W_i = (\Delta y_{i,-1}, \Delta y_{i,-2}, \dots, \Delta y_{i,-p+1}, \Delta X_i, \Delta X_{i,-1}, \dots, \Delta X_{i,-q+1}),$$

$$\xi_i(\theta) = y_{i,-1} - X_i \theta$$

constitue la composante à correction d'erreur et $\kappa_i = (\lambda_{i1}^*, \lambda_{i2}^*, \dots, \lambda_{ip-1}^*; \delta_{i0}^*, \delta_{i1}^*, \dots, \delta_{iq-1}^*)'$.

il faut noter qu'il existe trois manières d'estimer l'équation (3). Premièrement, les équations de régression pour chaque groupe

(Pooled Mean group estimator), fournit une alternative intermédiaire utile entre l'estimation de régressions séparées, qui permet à tous les coefficients et toutes les variances d'erreur de différer d'un groupe à l'autre, et les estimateurs à effet fixe classiques qui supposent que les coefficients de pente sont les mêmes pour tous i . Sous les hypothèses ci-dessus, le modèle de correction d'erreur peut être écrit de manière suivante :

sont non linéaires dans ϕ_i et θ . Une complication supplémentaire découle des restrictions de paramètres d'équation croisée existant en vertu de l'hypothèse d'homogénéité à long terme. Enfin, notez que les variances d'erreur diffèrent d'un groupe à l'autre. La fonction log-vraisemblance est :

$$\ell_T(\varphi) = -\frac{T}{2} \sum_{i=1}^N \ln 2\pi\sigma_i^2 - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \sigma_i^{-2} Q_i, \quad [14]$$

$$\text{Avec } Q_i = [\Delta y_i - \phi_i \xi_i(\theta)]' H_i [\Delta y_i - \phi_i \xi_i(\theta)],$$

$$H_i = I_T - W_i (W_i' W_i)^{-1} W_i'$$

I_T est une matrice identité d'ordre T.
 $\varphi = (\theta' \phi' \sigma')'$, $\phi = (\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_N)'$ et
 $\sigma = (\sigma_1^2, \sigma_2^2, \dots, \sigma_N^2)'$.

Dans le cas où les x_{it}^s sont I(0), la matrice d'observation regroupée des variables explicatives

$$\frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \frac{\phi_i^2}{\sigma_i^2} X_i' H_i X_i$$

converge en probabilité vers une matrice définie positivement fixe. Dans le cas où les x_{it}^s sont I(1), la matrice

$$\frac{1}{NT^2} \sum_{i=1}^N \frac{\phi_i^2}{\sigma_i^2} X_i' H_i X_i$$

converge vers une matrice aléatoire positive définie avec une probabilité 1. Ces conditions doivent être vérifiées conjointement pour toutes les valeurs possibles de ϕ_i et σ_i^2 comme $T \rightarrow \infty$ soit pour un N fixe, soit pour $N \rightarrow \infty$ et $T \rightarrow \infty$ (Pesaran, Shin et Smith, 1999).

Les estimations du maximum de vraisemblance des coefficients à long terme, ϕ , les coefficients de correction d'erreurs spécifiques au groupe ϕ_i , peuvent être calculées en maximisant l'équation précédente par rapport à φ . Ces estimateurs sont appelés estimateurs de groupes moyens regroupés (PMG) afin de souligner l'effet de regroupement des restrictions d'homogénéité sur les estimations des coefficients à long terme, et le fait que les moyennes entre groupes sont utilisées pour obtenir les estimations moyennes des coefficients de correction d'erreurs et les autres paramètres à court terme du modèle au niveau du groupe.

Il est également possible de tester l'aptitude de l'estimateur PMG par rapport à l'estimateur MG basée sur les propriétés de cohérence et l'efficacité des deux estimateurs, en utilisant un test du rapport de vraisemblance ou un test Hausman. L'avantage d'utilisation du PMG se trouve à trois niveaux. C'est une approche permettant la prise en compte de (i) la dynamique temporelle dans les analyses (ii) caractère non stationnaire des séries et (iii) l'hétérogénéité des différentes économies.

Il existe d'autres estimateurs utilisés dans la littérature, le Mean Group (MG) introduite par Pesaran et al (1999), le Dynamic Fixed Effect (DFE) et celle de Saikkonen (1991) sur le Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS). En supposant la présence d'une relation de cointégration, trois estimateurs peuvent être mieux adaptés : Pooled Mean Group (PMG), Mean Group (MG) et Dynamic Fixed Effect (DFE).

L'estimateur PMG permet une hétérogénéité des paramètres de court terme et une homogénéité de ces derniers à long terme contrairement aux estimateurs de MG et de DFE. L'objectif du choix de notre estimateur est de faire ressortir cette hétérogénéité de court terme et de l'analyse de long terme. Les estimateurs PMG peuvent être calculés à partir d'Algorithme de Newton-Raphson, qui utilise à la fois des dérivées premières et les dérivées secondes. L'avantage d'utilisation du PMG se trouve à trois niveaux : (i) la dynamique temporelle dans les analyses (ii) caractère non stationnaire des séries et (iii) l'hétérogénéité des différentes économies. En outre, pour les petits nombres de pays N, l'estimateur (MG) est très sensible aux valeurs aberrantes et les petites permutations de modèles (Favara, 2003).

2.1.2. Modèle empirique

L'analyse empirique s'articule autour de la technique d'estimation en panel. Pour estimer le taux de change réel des pays de la CEDEAO, l'approche BEER utilisée tient compte de l'environnement économique de

$$l\text{tcer}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{lprodrela}_{it} + \alpha_2 \text{louv}_{it} + \alpha_3 \text{lgouv}_{it} + \alpha_4 \text{lte}_{it} + \alpha_5 \text{posext}_{it} + \alpha_6 \text{linv}_{it} + \alpha_7 \text{lapd}_{it} + \varepsilon_{it}$$

Où $l\text{tcer}$ représente le logarithme du taux de change réel, lprodrela désigne le logarithme de la productivité relative des différents pays permettant de capter l'effet Balassa Samuelson, posext la position extérieure nette, louv le logarithme du degré d'ouverture, lte le logarithme des termes de l'échange, lapd le logarithme de l'aide publique au développement et ε_{it} est le terme d'erreur. Les paramètres $\alpha_j, j \in \{1, \dots, 6\}$ seront estimés par le modèle.

Données

Les données utilisées, dans cette section, proviennent de la base de données de World Development Indicators (WDI, 2017) de la Banque mondiale, de l'International Financial Statistics (IFS) et celle de la Conférence des Nations Unies pour le Commerce et le Développement (CNUCED). Cette recherche couvre la période 1985-2014. L'ensemble des variables retenues, dans l'analyse empirique de cet article, prend en compte les variables suivantes :

Taux de change effectif réel (tcer) : c'est la variable endogène permettant de mesurer le niveau de compétitivité d'une économie.

Termes de l'échange (te): c'est le rapport entre l'indice de la valeur unitaire des exportations et l'indice de la valeur unitaire des importations. Son effet sur le taux de change réel d'équilibre peut être positif ou négatif. Une hausse des termes de l'échange peut être suivie d'une augmentation des revenus conduisant ainsi à

la zone au niveau du choix des variables. En s'inspirant des travaux Clark et MacDonald (1998, 1999), Baffes et al. (1999), Mac Donald et Viera (2010), Couharde et al. (2012), nos estimations sont réalisées en panel selon cette l'équation :

une diminution des prix des biens échangeables par rapport aux prix des biens non échangeables induisant une appréciation du taux de change réel d'équilibre (Edwards, 1989). Une augmentation des termes de l'échange peut générer un effet substitution, ainsi il y a une baisse des prix des biens non échangeables par rapport aux prix des biens échangeables d'où une dépréciation du taux de change réel d'équilibre (Benahji, 2008).

La productivité relative (prodrela): cet indicateur permet de mesurer le différentiel de productivité entre les biens échangeables et ceux non échangeables. Il permet de capter l'effet Balassa-Samuelson qui consiste en une appréciation du taux de change réel suite à une augmentation de la productivité relative. Elle est calculée suivant la formule :

$$\text{prodrela} = (\text{PIB}_i / \text{PIBpp}) * 100$$

Avec PIB_i le produit intérieur brut du pays considéré et PIBpp celui des pays partenaires obtenu à partir des coefficients de pondération. Dans le cadre de notre recherche, nous avons pris en compte les pays de G20 comme les principaux pays partenaires de la CEDEAO.

La politique commerciale (ouv) : suivant Elbadawi (1994) et Edwards (1989), une augmentation du degré d'ouverture est équivalente à une réduction des restrictions tarifaires. Dans le cadre de cet article, nous approximations la mesure de la politique commerciale par le degré d'ouverture. Elle constitue le ratio de la somme des exportations et des importations par le PIB

suivant la formule $ouv = \frac{X + M}{PIB}$ avec X les exportations, M les importations et ouv le degré d'ouverture. Le signe attendu sur le taux change réel est négatif.

Les dépenses publiques (: Elles représentent les dépenses gouvernementales en pourcentage du PIB.

Les dépenses gouvernementales (depgouv) : Les dépenses gouvernementales permettent de capter l'incidence des dépenses publiques. Elles permettent de déterminer l'incidence des dépenses publiques totales gouvernement sur le taux de change réel. Dans le cadre de cette recherche, ce sont les dépenses publiques de consommation qui sont prises en compte. Son incidence attendue sur le taux de change effectif réel est négative (-).

L'investissement par rapport au PIB (inv) : nous avons pris en compte la formation brute du capital fixe rapporté au PIB.

Aide publique au développement (apd) : l'aide publique au développement peut avoir une incidence positive sur le taux de change effectif réel.

La position extérieure nette (posext) : elle est la différence entre l'ensemble des créances étrangères détenues par les résidents et l'ensemble des dettes des résidents envers l'étranger. Elle permet de mesurer le degré d'ouverture financière d'un pays. C'est un indicateur de mesure des mouvements des capitaux par rapport au reste du monde. C'est le bilan du patrimoine monétaire et financier d'un pays. Son solde, position extérieure nette, permet de montrer si le pays dispose d'une position créditrice ou débitrice en actif à l'égard du reste du monde. Elle s'améliore lorsqu'un pays est exportateur net et se dégrade dans le cas contraire. De façon générale, si les taux d'intérêts inter-pays ne sont pas trop différents, une position nette qui s'améliore accroît le solde des revenus et contribue à terme à l'amélioration du solde du compte courant. Elle est prise en pourcentage du PIB.

A l'exception de la position extérieure nette, toutes les autres variables sont en logarithme. Nous retenons ces variables fondamentales car leur effet à long terme sur le taux de change réel est attesté par de nombreux travaux empiriques (Clark et MacDonald, 1999 ; Bénassy-Quéré et al, 2009, 2010 ; Coudert et al, 2013 ; Coulibaly et Gnimassoun, 2013).

Tableau 1: signes attendus des différentes variables

	lprodrela	lou	ldepgouv	lte	posext	linv	lapd
ltcer	+	-	+	+ / -	-	+	+

Source : Auteur

2.2. Taux de change réel d'équilibre et mésalignement des taux de change

Le niveau de mésalignement des taux de change réel est déterminé par la formule suivante :

$$mesal_{it} = ltcre_{it} - ltcreffeq_{it}$$

Avec $mesal$ le mésalignement des taux de change, $ltcre$ le logarithme du taux de change effectif réel, $ltcreffeq$ le

logarithme du taux de change effectif réel d'équilibre. Le taux de change effectif réel d'équilibre ($ltcreffeq$) est déterminé par une estimation du taux de change réel sur les valeurs de long terme des différents fondamentaux. Elle est donnée par la relation de cointégration en supposant que les fondamentaux sont à leur niveau de long terme.

Le niveau de long terme des fondamentaux se détermine à partir des

filtres : filtre de Baxter King, filtre de Christiano-Fitzgerald et le filtre de Hodrick Prescott (HP). Nous avons pris en compte le filtre de HP avec le paramètre de lissage lambda égale à cent (100) pour déterminer le niveau de long terme des fondamentaux compte tenu de sa simplicité et de sa commodité.

Un signe positif du mésalignement des taux de change réel est synonyme de surévaluation du taux de change réel (surev) et un signe négatif dénote une sous-évaluation (souev) du taux de change réel. Le calcul du mésalignement précède la

détermination de son incidence sur la croissance économique.

2.3. Spécification du modèle de l'incidence du mésalignement sur la croissance économique

La littérature économique montre que la croissance économique est fonction de certaines variables fondamentales (Solow (1956), Barro et Sala I Martin (1996)). Le modèle d'analyse de l'incidence du mésalignement sur la croissance économique des pays de la CEDEAO s'articulera autour de l'équation inspirée des travaux de Rodrick (2008):

$$pibt_{it} - pibt_{it-1} = \beta pibt_{it-1} + \alpha mesal_{it} + \lambda_1 regimchang_{it} + \lambda_2 volmesal_{it} + \delta X_{it} + \eta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad [15]$$

Avec $pibt$ le taux de croissance du PIB réel par tête du pays i au temps t , $mesal$ le mésalignement des taux de change réel déterminé à partir de la méthode BEER, $regimchang$ le régime de change de facto selon la classification de Reinhart and Rogoff (RR). La surévaluation et la sousévaluation est également prise en compte. $volmesal$ représente la volatilité du mésalignement des taux de change. X_{it} représente le vecteur des variables de contrôle. μ_t l'effet temporel, η_i l'effet spécifique pays et ε_{it} le terme d'erreur. β , δ , λ_1 , λ_2 et α sont des paramètres à estimer.

Parmi les variables de contrôle, on a :

Investissement : l'incidence attendue de l'investissement sur la croissance économique est positive.

Le taux de croissance de la population : la croissance démographique a une incidence contrastée sur la croissance économique suivant la structure de la population des différentes économies. Nous supposons que l'incidence pour les pays de la zone CEDEAO est positive.

L'inflation : le taux d'inflation est mesuré sur la base de l'indice des prix à la consommation. L'effet attendu de l'inflation sur la croissance est négatif. Le tableau suivant récapitule les signes attendus des différentes variables comme susmentionnés.

Tableau 2 : Signes attendus des différentes variables explicatives sur la croissance du PIB/tête

Variable dépendante : <i>taux de croissance du PIB réel par tête</i>									
Variabiles exogènes	Mis	Volmesal	output	souev	surev	regimchan	linv	tpo	infl
Signes attendus	-	-	+	+	-	+	+	+	-

Source : Auteur

Le modèle pris en compte est un modèle dynamique. L'analyse sera faite par l'estimateur de la méthode des moments généralisés (GMM). A l'inverse du GMM

dynamique (Generalized Method of Moment), les techniques économétriques standards comme les MCO ne permettent pas d'obtenir des estimations efficaces

d'un tel modèle, à cause de la présence de la variable dépendante retardée parmi les variables explicatives de l'équation.

L'avantage de la méthode GMM est qu'elle permet de résoudre les problèmes de biais de simultanéité, de causalité inversée et de variables omises qui affaiblissaient les résultats. Elle permet aussi de traiter le problème de l'endogénéité de toutes les variables explicatives auxquelles on est confronté dans les différentes estimations. Il existe deux variantes de la méthode des moments généralisés (GMM). La première méthode est la méthode des moments généralisés en différence première et la deuxième méthode celle des moments généralisés en système.

L'estimateur GMM, en première différence, consiste à prendre pour chaque période la première différence de l'équation à estimer pour éliminer les effets spécifiques des pays, et à instrumenter les variables explicatives de l'équation en première différence par leurs valeurs en niveau retardées d'une période ou plus. L'estimateur GMM système, permet de combiner les équations en première différence avec les équations en niveau dans lesquelles les variables sont instrumentées par leurs valeurs en niveau retardées d'au moins une période.

L'incidence du mésalignement des taux de change réel sur la croissance économique des pays de la CEDEAO est réalisée par le GMM système compte tenu des avantages des estimations des GMM système par rapport au GMM en différence.

Les données utilisées sont celles des moyennes quinquennales couvrant la période 1985-2014 (sous période de 5 ans). Les moyennes de chaque variable sur une période de 5 ans étant calculées, notre base de données respecte alors les conditions d'utilisation des GMM, sur l'existence d'un écart entre le temps et le nombre de pays soit $N > T$.

3. Présentation et discussion des résultats

Comme dans le cadre de la présentation de la méthodologie, la présentation et la discussion des résultats s'articulera autour de trois étapes. La première est celle de la détermination du taux de change effectif d'équilibre à partir de l'approche BEER. La deuxième étape détermine le niveau de mésalignement des taux de change réel et la dernière étape est celle de la présentation et de la discussion des résultats de l'incidence du mésalignement sur la croissance économique.

3.1. Analyse des fondamentaux de taux de change réel

- **Test de racine unitaire**

Plusieurs tests existent dans la littérature pour évaluer le niveau d'intégration des données. Ces tests portent tant sur les données en séries chronologiques et tant sur les données en panel. Une différence importante entre les tests de racine unitaire en série temporelle et ceux de panel, tient au fait que ces derniers ont des statistiques qui admettent des lois normales dans leurs distributions (Ouedraogo, 2011).

Chaque test de stationnarité comporte des avantages et des inconvénients. Il en résulte de soumettre les séries étudiées à différents tests pour avoir l'assurance du niveau d'intégration des séries. Pour déterminer l'ordre d'intégration des séries étudiées, nous avons réalisés différents tests : les tests de Maddala et Wu (1999), Im Pesaran et Shin (2003), Levin Lin Chu et Hadri-Tsavallis.

Les tests de racine unitaire montrent que la plupart des variables prise en compte sont stationnaires en niveau $I(0)$ ou en différence première $I(1)$. Les variables taux de change effectif réel, investissement, les dépenses gouvernementales sont stationnaires en niveau tandis que la productivité relative, les termes de l'échange, la position extérieure nette, et le

degré d'ouverture sont stationnaires en différence première³.

Les résultats des différents tests valident l'analyse des tests de cointégration entre le taux de change effectif réel et ses fondamentaux.

- **Test de cointégration en Panel**

L'utilisation des techniques de cointégration, pour tester la présence de relation potentielle de long terme entre différentes variables, a connu une attention particulière dans la littérature empirique ces dernières années. Comme ceux de racines unitaires, plusieurs tests existent pour déterminer l'absence ou non de cointégration entre les différentes séries. Certains de ces tests qui portent sur les panels ont leurs fondements dans les tests sur des données en série temporelle. Pedroni (1999, 2001, 2004) ; Kao (1999) ; Bai et Ng (2001) sont des tests analogues à ceux proposés par Engel et Granger (1987) dans le cadre des séries temporelles. En ce qui concerne d'autres tests comme Larson et al (2001), Groen et Kleibergen (2003), ces auteurs se sont inspirés des travaux de Johansen (1991, 1995) pour proposer un test ayant pour socle le rapport de vraisemblance dans un système ou a priori le nombre de relation de cointégration est inconnu. Les tests de racine unitaire développés par Westerlund (2007) permettent également de tester l'hypothèse nulle d'absence de cointégration entre les séries.

Nous avons fait recours à trois tests de cointégration dans le cadre de cet article, le test de Kao (1999) le test de Pedroni (2004) et celui développé par Westerlund (2007) pour déterminer s'il existe une relation de cointégration entre le taux de change effectif réel et ses fondamentaux.

A partir du tableau 3, le test de Pedroni et de Kao confirme l'existence d'une relation de cointégration entre le taux de change réel et ses fondamentaux.

³ Les résultats des tests de stationnarité sont en annexe

Tableau 3 : test de cointégration de Pedroni et de Kao sur les séries de la CEDEAO

Source : Auteur

Différents tests	Statistic	Prob.	Weightedstatistic	Prob.	
Alternative hypothesis: common AR coefs. within-dimension (intradimensionnels)					
Pedroni	Panel-v	1,218884	0,1114	-0,413366	0,6603
	Panel- <i>rho</i>	-0,655466	0,2561	1,812228	0,9650
	Panel-PP	-12,11815	0,0000	-2,615878	0,0044
	Panel-ADF	-13,46653	0,0000	-2,948921	0,0016
Alternative hypothesis: individual AR coefs. between-dimension(Inter-dimensionnels)					
Kao	Group- <i>rho</i>	2,690407	0,9964	---	---
	Group-PP	-5,118523	0,0000	---	----
	Group-ADF	-5,913689	0,0000	---	----
		-10,72256	0,0000 0	---	----

Tableau 4 : Test de cointégration de Westerlund (2007) sur l'ensemble des séries de la CEDEAO

Statistic	Value	Z-value	P-value
Gt	-5,013	-7,849	0
Ga	-13,816	1,266	0,897
Pt	-46,962	-35,333	0
Pa	-37,441	-9,283	0

Source : Auteur

A partir des différents résultats (tableaux 4 et 5), trois (3) des quatre (4) statistiques de Westerlund sont significatives à 1%. Le test de cointégration de Westerlund permet de rejeter l'hypothèse nulle d'absence de cointégration.

Tableau 5 : Test de cointégration de Westerlund (2007) sur les séries de la CEDEAO

Statistic	P-Value Prodrela	P-Value ldepgouv	P-Value louu	P-Value lte	P-Value linv	P-Value posext
Gt	0	0,002	0	0,007	0	0,018
Ga	0,014	0,087	0,009	0,062	0,002	0,242
Pt	0	0	0	0	0	0,000
Pa	0	0	0,001	0,001	0	0,006

Source : Auteur

La cointégration des variables dépend de la valeur de la probabilité associée à chaque statistique de test. A partir des trois tests, l'hypothèse alternative de présence de cointégration entre le taux de change effectif réel et ses fondamentaux ne peut donc être réfuté. A ce stade, nous pouvons conclure qu'il existe une relation de cointégration entre le taux de change effectif réel et ses fondamentaux. On peut donc estimer la relation de long terme entre le

taux de change effectif réel, la productivité relative, le degré d'ouverture, les dépenses gouvernementales, les termes de l'échange et la position extérieure nette des pays de la zone CEDEAO.

ESTIMATION ET INTERPRETATION DES RESULTATS

Les résultats des estimations à partir des trois méthodes PMG, MG et DFE sont présentés dans le tableau 6. La prise en compte du test de Pooled Mean Group est confirmée par le test de Hausman. En effet, le test de Hausman sert de critère de choix entre les différents estimateurs, le PMG et le MG d'un côté puis le MG et le DFE de l'autre. L'utilisation du test de Hausman dans le choix entre l'estimateur PMG et le MG permet de tester l'hypothèse nulle d'une différence non systématique entre les coefficients du modèle. La probabilité (0,99) obtenue à partir du tableau 6, permet de ne pas rejeter l'hypothèse nulle. Le PMG est préféré par rapport au MG. Le second test de Hausman permet de montrer que le DFE est plus robuste que le MG avec une probabilité égale à 1. Ainsi, l'estimateur PMG et DFE constitue les estimateurs qui serviront d'estimateurs de bases de nos analyses. Les résultats du MG nous permettront d'analyser la robustesse des résultats.

L'estimateur du groupe moyen commun (PMG), contraint les coefficients de long terme à être identiques, mais permet une différence des coefficients et des variances d'erreur à court terme entre les groupes. Le tableau 11 en annexe ressort les résultats qui montrent les estimations de court terme différents à travers les pays.

Une augmentation de la productivité relative, de l'investissement ainsi qu'une amélioration de la position extérieure nette conduisent à une appréciation du taux de change réel. Contrairement à ces fondamentaux, une augmentation de l'aide publique au développement, du degré d'ouverture et des dépenses publiques sont sources d'une dépréciation du taux de change réel.

A long terme, suivant le signe attendu, la productivité relative exerce une incidence positive sur le taux de change réel avec une valeur de 1,80. Ce signe est conforme à celui obtenu dans la littérature économique. En effet, Elbadawi et Soto (2005) ont obtenu le même signe avec une valeur de 0,505 dans une recherche réalisée sur quatre-vingt-quatre (84) pays en

développement couvrant la période 1980-2003. Suivant les différents estimateurs et les économies considérées, d'autres auteurs ont trouvé des résultats différenciés. Dans une recherche couvrant 102 pays dont 84 pays en développement, Dubas (2009) a trouvé des valeurs comprises entre 7,78 et 8,10. Le signe de la productivité relative trouvé dans notre recherche confirme la présence de l'effet Ballasa Samuelson. Suite à une augmentation de la productivité relative de 1 point, le taux de change réel des économies de la zone CEDEAO connaît une surévaluation de 1,80 point.

Le coefficient associé aux termes de l'échange est négativement significatif à 5% suivant l'estimateur PMG. Le signe de ce coefficient est négatif quel que soit l'estimateur utilisé (MG ou DFE). Une augmentation des termes de l'échange de 10% conduit à une diminution des taux de change réel de 0,47%. Il en résulte que l'effet substitution l'emporte sur l'effet revenu dans la zone CEDEAO. Il en résulte que dans la zone CEDEAO, la consommation des biens d'importations l'emporte sur celle des biens domestiques entraînant ainsi une diminution de la demande des biens non échangeables. Cette dernière situation conduit à une dépréciation du taux de change. Ce coefficient est également significatif à 5% en faisant les estimations sur les pays de la ZMAO. Le résultat obtenu à partir du DFE est en parfaite harmonie avec celui obtenu à partir du PMG.

La position extérieure nette agit positivement sur le taux de change réel des pays de la CEDEAO. Son coefficient (0,212) qui est statistiquement significatif au niveau de l'estimateur DFE montre que la position extérieure nette a une incidence sur le taux de change réel des économies de la sous-région Ouest africaine.

Une augmentation de l'investissement des pays de la zone CEDEAO de 1% conduit à une dépréciation du taux de change réel de 1,57%. Ce signe est contraire à celui obtenu par certaines recherches. Baffes et al (1999) en couvrant

la période 1965-1993, ont trouvés des coefficients compris entre -0,43 et -0,27 pour les pays en développement □

L'incidence de l'aide publique au développement sur le taux de change réel est statistiquement significative à long terme sur le taux de change réel des pays de la CEDEAO est de signe attendu (-0,029). Nos résultats confortent la plupart des travaux

réalisées dans la littérature économique (Ogun, 1995 ; Nyoni, 1998 ; Sackey, 2001) respectivement pour le Nigeria, la Tanzani et le Ghana qui ont trouvé qu'une augmentation de l'APD conduit à une dépréciation du taux de change effectif réel. D'autres travaux comme celle de Ouattara et Strobl (2008) ont trouvé des signes contraires.

Tableau 6 : Résultat de long terme

Estimateur	Pooled Mean Group (PMG)			Mean Group (MG)		Dynamics Fixed Effect (DFE)			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	<i>lcer</i>	<i>lcer</i>	<i>lcer</i>	<i>lcer</i>	<i>lcer</i>	<i>lcer</i>	<i>lcer</i>	<i>lcer</i>	<i>lcer</i>
Long terme									
Productivité relative	1,805**	-2,605	2,995**	1328,0	23,00	3938,1	1,034*	-2,771	1,382
Dépense gouvernementale	-0,117***	-0,123**	-0,218	-1,532*	-	-2,955	-0,198**	0,0395	-0,841**
Termes de l'échange	-0,0471**	-0,0511**	0,0826	0,0305	-0,568	1,227	-0,0568	-0,0596**	0,700*
Investissement	1,569	1,188	789,4	0,342	0,304	0,416	0,198***	0,0169	0,688***
Degré d'ouverture	-0,0421*	-0,0365	0,275**	2,156	0,271	5,928	0,155*	-0,0157	0,954**
APD	-0,0297**	-0,0132	-	-0,197	-0,0747	-0,440	-0,100**	0,00537	-0,375**
Position extérieure	0,00327**	0,00261*	0,119** 0,0112*	0,0320**	0,0329	0,0301	0,00686**	0,000169	0,00381
	(0,00135)	(0,00141)	(0,0046 4)	(0,0162)	(0,0205)	(0,0305)	(0,00272)	(0,00132)	(0,00949)
N	348	232	116	348	232	116	348	232	116
chi2/Prob, Test de Hausman 1 ⁴	0,11/1	-	-	-	-	-	-	-	-
Prob, Test de Hausman 2 ⁵	-	-	-	0,62/0,99	-	-	-	-	-
Prob, test de Hausman 3 ⁶	-	-	-	-	-	-	0,00/1	-	-
F									

Standard errors in parentheses; (1, 4, 7) CEDEAO; (2, 5, 8) UEMOA; (3, 6, 9) ZMAO.

* $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,001$

Source : Auteur

⁴ Test de Hausman sur PMG et DFE

⁵ Test de Hausman sur MG et PMG

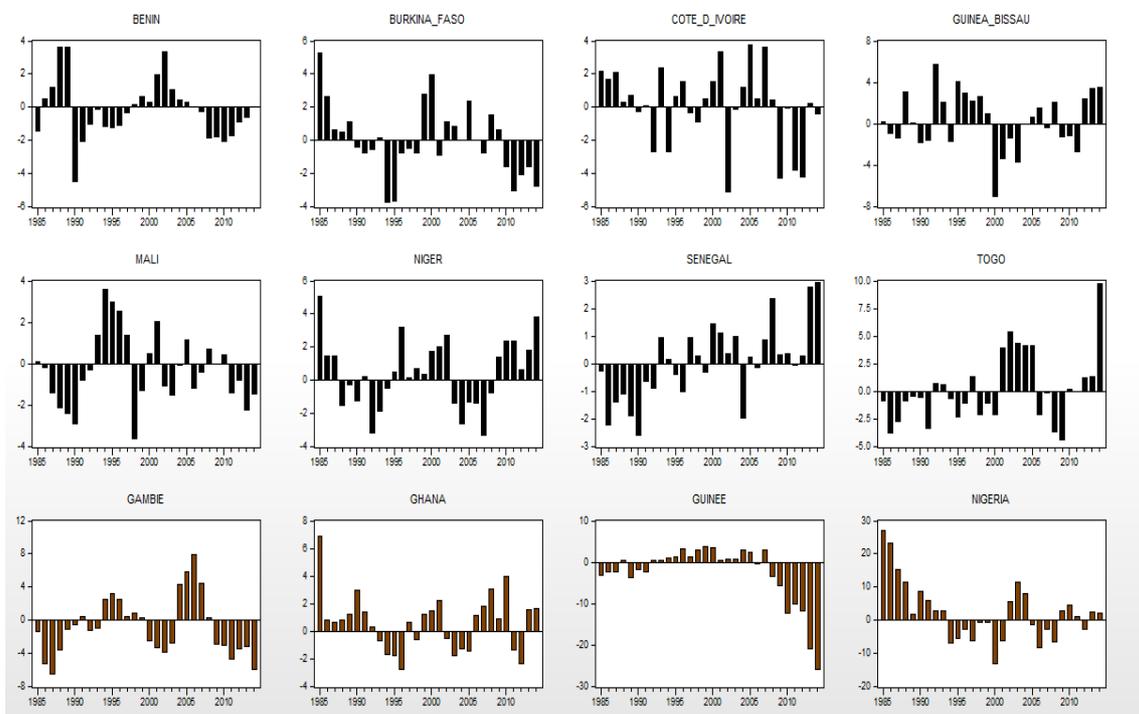
⁶ Test de Hausman sur MG et DFE, Test de DFE plus efficace que le test de MG sous l'hypothèse nulle

3.2. Degré de mésalignement de change des pays de la zone CEDEAO

A partir des estimations précédentes, nous avons déterminé le taux de change

effectif réel d'équilibre suivi du niveau de mésalignement des taux de change réel (graphique 2 et tableau 12).

Graphique 2: Mésalignement des taux de change réel des pays de la CEDEAO (1985-2014)



Source : Auteur

- **Test de comparaison de la moyenne et test de comparaison de la variance**

Les résultats du tableau 7 sont ceux du test de comparaison de la moyenne et de la variance entre les pays de l'UEMOA et de la ZMAO. Ainsi, sur la période 1985-2014, la zone UEMOA a réalisé un niveau de surévaluation nette contre un niveau de sous-évaluation nette de la zone ZMAO. La moyenne sur la période est de (- 0,11) pour la zone ZMAO et de (+ 0,05) pour l'UEMOA.

Le test de différence de moyenne entre les pays de l'UEMOA et ceux hors régime de change fixe montre que les économies de la zone UEMOA et ceux de la ZMAO réalisent sur la période 1985-2014

des niveaux de mésalignement avec un écart interzone faible [$\Pr (|T| > |t|) = 0.7238$].

Globalement, la probabilité associée au test de comparaison de la variance [$\Pr (F > f) = 0.0000$] du mésalignement des deux zones ne permet pas de rejeter l'hypothèse alternative qui stipule que la variation inter pays du mésalignement des taux de change de la zone UEMOA est plus faible que la variation intra zone des économies de la ZMAO. Sur la base du mésalignement des taux de change, le groupe des pays de l'UEMOA est plus homogène que ceux des pays de la ZMAO. L'homogénéité de la zone UEMOA provient de l'utilisation de la monnaie unique, le FCFA utilisé dans l'espace UEMOA.

Cette analyse n'occulte pas celle de détermination de la volatilité temporelle du

mésalignement dans chaque économie de la zone CEDEAO (graphique 2).

Tableau 7 : Test de comparaison de la moyenne et test de comparaison de la variance du mésalignement des taux de change réel (1985-2014)

☐ *Test de comparaison de la moyenne du mésalignement des taux de change réel (1985-2014)*

	Obs	Moyenne (0)	Moyenne (1)	Diff.	Significativité H_0 Mean (0)- Mean (1)
Mésalignement	360	-0,1066485	0,0533243	-0,1599728	***

Moyenne (0) : moyenne des pays de la ZMAO

Moyenne (1) : moyenne des pays de l'UEMOA

Diff.=Mean (0) - Mean (1)

$H_0=diff.=0$

Source : Auteur

☐ *Test de comparaison de la variance du mésalignement des taux de change réel (1985-2014)*

	Obs	Sd dev. (0)	Sd dev. (1)	Significativité H_0 (Sd dev. (1)/ Sd dev. (0))=1	Significativité H_a (Sd dev. (1)/ Sd dev. (0))!=1	Significativité H_a (Sd dev. (1)/ Sd dev. (0)) supérieur à 1	Significativité H_a (Sd dev. (1)/ Sd dev. (0)) inférieur à 1
Mésalignement	360	6,285764	2,199531		***	***	

$H_0 = Sd dev. (0) / Sd dev. (1) = 1$

$H_a = (Sd dev. (1) / Sd dev. (0)) != 1$

Source : Auteur

Le degré de surévaluation est plus élevé dans les pays de la zone UEMOA par rapport aux pays de la ZMAO. La plupart des économies de la zone UEMOA ont enregistré des niveaux de surévaluation de leur taux de change en 1993, année ayant précédé la dévaluation du FCFA. A défaut du Niger et du Bénin qui ont connu des sous-évaluations de leurs taux de change effectif réel (-1,90% et -0,11%), les autres économies telles la Côte d'Ivoire, la Guinée Bissau, le Mali, le Sénégal, le Togo et le Burkina Faso ont enregistré des niveaux de surévaluations respectifs de 2,35% ; 2,09%, 1,38%, 0,93%, 0,61% et 0,13%. Le degré de surévaluation du taux de change de la Côte d'Ivoire en 1993 a contribué à la dévaluation du FCFA du 11 janvier 1994. Le plus fort taux de surévaluation de 1993 de la zone UEMOA a été réalisé par la Côte d'Ivoire avec un taux de surévaluation de 2,35% corroborant ainsi avec la dévaluation qui en est suivie en 1994. En effet, la Côte d'Ivoire représente l'économie la plus dynamique et la plus importante de la zone UEMOA. Entre 1985-1993, le produit intérieur brut du pays représente 43,71% du PIB de la zone

UEMOA contre 37,99% sur la période 1994-2014.

Sur la période 1995-2014, la zone UEMOA a enregistré les plus forts niveaux de surévaluation moyenne des taux de change réel de la zone. Ainsi, le Togo, le Niger et le Sénégal ont enregistré respectivement des niveaux moyens de surévaluation de 0,81%, 0,64% et 0,56%. Les niveaux de sous-évaluation les plus élevés sont enregistrés par les pays de la ZMAO dont la Guinée et le Nigeria avec 3,25% et 1,01% de sous-évaluation, pays ayant leur propre monnaie.

La dévaluation a eu des incidences positivement diversifiées sur l'UEMOA à travers les économies avec des effets qui se sont estompés 2 à 5 ans suivant les économies (tableau en annexe). La période 1995-2014 est marquée par une surévaluation nette du taux de change réel dans la zone UEMOA. Le niveau de mésalignement moyen de l'UEMOA est de 0,0019 soit une surévaluation de 0,19%. Quoique la dévaluation du FCFA n'ait pas

eu un effet majeur sur les pays de la ZMAO, compte tenu de la différence entre les devises utilisées par les différents pays, on constate que cette période est celle où le degré de mésalignement moyen est celui de sous-évaluation du taux de change réel des différentes économies.

La période post dévaluation a été marquée par de forte sous-évaluation dans la zone ZMAO. Le niveau de sous-évaluation moyen ressort respectivement pour la Guinée, le Nigéria et la Gambie de 3,25% ;

1,01% et 0,31%. Le Ghana a enregistré en moyenne un niveau de surévaluation moyen de 0,27%. Les plus forts niveaux de sous évaluations sur la période 2010-2014 ont été enregistrés en 2014 par le Guinée et la Gambie (-26,06% et -6,02%). Le Nigeria a connu une surévaluation de son taux de change compte tenu de la diminution des prix du baril de pétrole, ce dernier étant un exportateur de pétrole.

Tableau 8 : Synthèse du mésalignement des taux de change réel dans les pays de la zone CEDEAO en %)

	Gambie	Ghana	Guinée	Nigeria
Moyenne 1985-1993	-2,26081	1,58468444	-1,60363556	10,97202
Moyenne 1995-2014	-0,308155	0,26869	-3,247634	-1,014205
Moyenne 1995-1999	1,425982	-0,666474	2,471456	-3,206528
Moyenne 2000-2004	-1,65762	0,007548	1,653578	1,016294
Moyenne 2005-2009	3,088308	1,06318	-0,847748	-3,341716
Moyenne 2010-2014	-4,08929	0,670506	-16,267822	1,47513

Source : Auteur

Il en résulte que le niveau de surévaluation est plus prononcé pour les économies de l'UEMOA que celle des économies de la ZMAO quelle que soit la période considérée (graphique 2). Les pays hors zone UEMOA réalisent des niveaux de mésalignement élevés quoique faibles par rapport à ceux des pays de l'UEMOA. Notre recherche est en adéquation avec celle de Coudert et Couharde (2008). En effet, Coudert et Couharde (2008) à partir des tests de comparaison des moyennes sur le mésalignement des taux de changes en régime de facto d'un échantillon de pays émergents et en développement sur la période 1974-2004 ont montré que le taux de change est fortement sous-évalué dans les systèmes de taux de change flexibles. Leur recherche a révélé que les taux de change sont surévalués dans les pays à régime de change fixe.

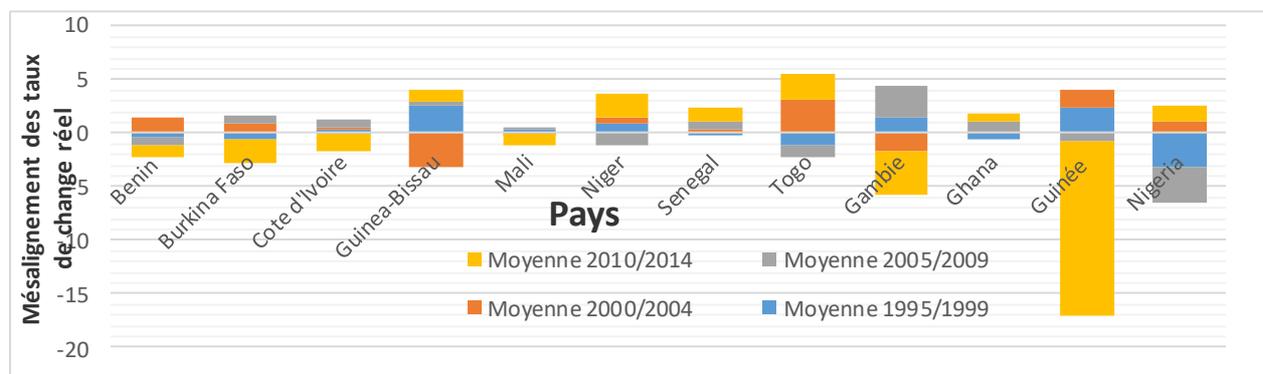
Compte tenu du rôle de stabilisation automatique du déséquilibre des taux de change que doivent jouer les banques centrales dans les pays à régime de change flexible, deux remarques peuvent être faites à partir de nos résultats :

i) Les pays de la ZMAO adoptent des régimes de change contraires à ceux déclarés officiellement. Cette remarque est pertinente car l'analyse des régimes de change dans la zone CEDEAO montre que les régimes de *facto* jouent un rôle important dans la définition de la politique monétaire des économies comme celles du Nigeria et du Ghana.

ii) Les banques centrales des pays (Ghana, Nigeria, Gambie, Guinée) n'arrivent pas à faire valoir l'arme de stabilisateur

automatique de leurs taux de change respectifs.

Graphique 3 : Moyenne du mésalignement dans la zone CEDEAO



Source : Auteur

Quelles est alors l'incidence du mésalignement des taux de change des différentes économies sur la croissance économique ?

3.3. Présentation et interprétation des résultats de l'incidence du Mésalignement sur la croissance économique en panel dynamique

• Différents tests

Nous nous référons à différents tests pour examiner la stabilité et la validité des résultats obtenus. En effet, l'hypothèse de non autocorrélation des termes d'erreur du modèle de régression est essentielle pour que l'estimateur GMM soit consistant. Arellano et Bond (1991) ont proposé un test vérifiant la présence de l'autocorrélation de premier ordre et l'absence de l'autocorrélation de second ordre. Ainsi, si la distribution des termes d'erreurs est non autocorrélée, ce test donne une valeur des résidus différenciés négative et significative au premier ordre et non significative au second ordre. Ce test, qui est basé sur l'autocovariance des résidus moyens standardisés, suit une loi normale $(N(0,1))$ sous l'hypothèse nulle. Par ailleurs, les auteurs ont proposé le test de validité des instruments de Sargan. Ainsi, si la matrice de poids est choisie de façon optimale pour une matrice d'instruments donnée. Le test de suridentification de Sargan a pour avantage de permettre de tester la validité des

instruments utilisés dans les régressions en données de panel. Le test est basé sur la statistique :

$$\hat{S} = \frac{n}{\sigma^2} \frac{\widehat{v}_{it}' z_{it} z_{it}' z_{it}}{\widehat{v}_{it}' z_{it}}$$

Avec z_{it} la matrice des instruments. Cette statistique suit la loi de chi deux à I-P degré de liberté. I le nombre d'instruments et P le nombre de paramètres à estimer. Les hypothèses à tester sont les suivantes :

$$E(z_{it}'(y_{it} - x_{it}\beta)) = 0$$

Confirmation de la validité des instruments.

$$E(z_{it}'(y_{it} - x_{it}\beta)) \neq 0$$

Les instruments utilisés ne sont valides.

Les résultats des tests d'autocorrélation des erreurs d'Arellano et Bond (1991) compilés dans le tableau 9 montrent des probabilités associées supérieures au seuil respectif de 1%, 5%, et 10%. Il en résulte que l'hypothèse d'absence d'autocorrélation des erreurs ne peut donc être rejetée.

La plupart de nos instruments utilisés sont les retards des variables explicatives en niveau et en différence premières. Le test de suridentification, celui de la validité des instruments, révèle que les probabilités

déterminées à partir des différentes estimations sont également supérieures à 5% comme dans le test d'autocorrélation. L'hypothèse nulle de validité des instruments ne peut donc être rejetée pour l'ensemble des équations. Les résultats des tests AR (2) dont la probabilité est 0,88, le test de Sargan (p value = 0,08) et le test de Hansen montrent donc une validité des instruments utilisés.

Ces derniers tests et les tests d'autocorrélation de second ordre d'Arellano et Bond, ne permettent pas de rejeter l'hypothèse de validité des variables retardées en niveau et en différences comme instrument, et l'hypothèse d'absence d'autocorrélation de second ordre (tableau 9). De façon générale, les résultats de nos estimations sont robustes pour permettre d'éliminer de façon rigoureuse tout biais lié à l'hétérogénéité individuelle non observée et offrent, par conséquent, une meilleure efficacité des résultats de nos estimations.

• Résultats empiriques

Le coefficient associé au taux de croissance du PIB retardé est négatif (-0,87) et significatif à 1%. Une augmentation de l'activité économique d'un pour cent permet d'avoir diminution de l'activité économique de l'année suivante de 0,87%.

Le mésalignement des taux de change a une incidence positive sur la croissance économique des pays de la CEDEAO. Une augmentation du mésalignement de change de 10% conduit à une croissance du PIB réel de 1,89% (estimation 1 et 2, tableau 9). Ce signe est contraire au signe attendu. Pour comprendre cette situation, nous analysons l'effet d'une surévaluation (1) et d'une sous-évaluation du taux de change. Le coefficient de la variable binaire permettant de capter la surévaluation du taux de change est négatif et significatif à 10% (estimation 1). A contrario, le coefficient associé à la variable binaire déterminant la sous-évaluation est positivement significatif à 10% (estimation 2).

En effet, l'effet négatif de la surévaluation est clair d'un point de vue théorique. Cela semble être le résultat de la hausse des prix des exportations intérieures qui dégradent la compétitivité extérieure et réduisent les marges commerciales. L'effet statistiquement positif de la sous-évaluation semble initialement intuitif car il est généralement considéré comme rétablissant la compétitivité et la balance commerciale par la rentabilité du commerce extérieur.

L'incidence de la variable déterminée à partir de la classification de facto de Rogoff et Reinhart sur la croissance économique des pays de la zone CEDEAO montre que plus le degré de flexibilité des pays augmente, plus leurs niveaux de croissance augmentent avec une valeur de 0,93 (estimation 1 et 2, tableau 9). Sur le plan théorique, la vision traditionnelle de la neutralité de monnaie suggère que le régime de taux de change devrait être sans importance pour la performance de croissance à long terme. Néanmoins, la littérature met en évidence plusieurs mécanismes par lesquels un lien peut être établi. Le premier de ces mécanismes peut être retracé à l'œuvre de Milton Friedman (1953) qui, dans son essai sur le cas des taux de changes flexibles, fait valoir que les régimes flexibles sont mieux adaptés à protéger l'économie contre les chocs économiques. Il en résulte que plus la dose de flexibilité d'un régime de change augmente, plus cette économie est encline à une croissance économique forte.

L'incidence de l'inflation sur la croissance économique des pays de la CEDEAO est significativement positive à 10%. Le signe de ce coefficient est contraire à la plupart des travaux dans lesquelles les signes déterminés sont négatifs. Suite à une augmentation du taux d'inflation de 10 points le PIB réel augmente de 0,24. La prise en compte du carré de l'inflation montre une potentielle présence d'effet seuil pour l'inflation dans la zone CEDEAO. Nubukpo et Combey (2010) ont trouvé un seuil de 8,08% pour les économies de la zone UEMOA.

L'incidence de la croissance de la population sur l'activité économique est positive. Une augmentation de la croissance de la population de 1% conduit à une augmentation de l'activité économique de

0,640% quoique ce coefficient ne soit pas significatif. L'incidence de l'investissement sur la croissance économique des pays de la CEDEAO est positive donc du signe attendu.

Tableau 9: Estimation du GMM système avec des données en moyenne quinquennales (5 ans) sur 1985-2014

	(1) Taux de croissance du PIB réel par tête	(2) Taux de croissance du PIB réel par tête
Taux de croissance PIB retardée d'une période	-0,879*** (0,186)	-0,879*** (0,186)
Mésalignement	0,189** (0,0582)	0,189** (0,0582)
Surévaluation	-0,855* (0,453)	
Sous-évaluation		0,855* (0,453)
Volatilité du mésalignement	0,0815 (0,211)	0,0815 (0,211)
Investissement	1,488 (1,438)	1,488 (1,438)
Inflation	0,239* (0,119)	0,239* (0,119)
Inflation au carré	-0,0142** (0,00435)	-0,0142** (0,00435)
Croissance de la population	0,640 (0,457)	0,640 (0,457)
Régime de change	0,927** (0,293)	0,927** (0,293)
_cons	-2,279 (1,803)	-2,279 (1,803)
<i>Arellano-Bond test for AR(2) in first differences</i>	0,088	0,09
<i>Sargan test of overid. restrictions</i>	0,081	0,08
<i>Prob > F</i>	0,00	0,00

Standard errors in parentheses

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.001$

Source : Auteur

CONCLUSION

La question centrale de cet article est de savoir si la surévaluation des taux de change a une incidence différenciée sur la croissance économique des pays de la CEDEAO suivant que les économies pratiquent des régimes de change fixe ou ne pratiquent que des régimes de change

intermédiaires et flexibles. L'objectif de cet article était d'analyser le mésalignement des taux de change réel et son incidence sur la croissance économique des pays de la CEDEAO sur la période 1985-2014.

L'incidence du mésalignement sur la croissance économique s'est révélé positivement significative pour la CEDEAO.

Une désagrégation du mésalignement a montré que la sous-évaluation des taux de change réel renforce l'activité économique tandis qu'une surévaluation constitue une contrainte à la croissance économique des pays de la CEDEAO confirmant ainsi notre hypothèse. L'incidence positive du régime de change sur la croissance économique révèle qu'une flexibilité des régimes de change améliore la croissance économique suggérant ainsi que la mise en place des mécanismes occasionnant une flexibilité de la future monnaie unique serait un atout pour les économies de la CEDEAO.

L'inflation ne joue pas encore un rôle inhibiteur sur l'activité économique dans les pays de la CEDEAO. Nos résultats suggèrent que le seuil de l'inflation n'a pas encore été atteint, ce qui explique le signe contraire du coefficient de l'inflation et du carré de l'inflation.

L'avantage des pays qui ont une certaine flexibilité du taux de change réside dans le fait que leur capacité de réaction par rapport au constat de mésalignement est plus élevée que celle des pays à taux de change fixe. Mais ceci ne veut pas dire qu'en pratique, les pays à taux de change plus flexible ont réagi face à ce constat de mésalignement (Nigeria, Ghana).

Notre argumentaire est qu'une plus grande flexibilité du taux de change de la future monnaie commune peut offrir à la future banque centrale commune, la possibilité de réagir plus vite aux constats de mésalignement et d'offrir à nos économies, un potentiel de croissance plus élevé.

REFERENCE

Adam, Christopher, et David Cobham. 2007. « Exchange rate regimes and trade ». *The Manchester School* 75: 44–63.

Aflouk, Nabil, et Jacques Mazier. 2011. « Exchange Rate Misalignments and Economic Growth Non-linear Models Based Study ». Working Paper.

Allegret, Jean-Pierre, Cécile Couharde, et Cyriac Guillaumin. 2012. « The impact of external shocks in East Asia: Lessons from a structural VAR model with block exogeneity ». *Economie internationale*, no 4: 35–89.

Baffes, John, Stephen A. O'Connell, et Ibrahim A. Elbadawi. 1999. Single-equation estimation of the equilibrium real exchange rate. The World Bank.

Balassa, Bela. 1964. « The purchasing-power parity doctrine: a reappraisal ». *Journal of political Economy* 72 (6): 584–596.

Benahji, Sfaxi Hend. 2008. « Choice of the exchange policies in the developments countries: Study of the competitiveness of Tunisia ». *Panoeconomicus* 55 (3): 353–367.

Bénassy-Quéré, Agnès, Sophie Béreau, et Valérie Mignon. 2009. « Taux de change d'équilibre ». *Revue économique* 60 (3): 657–666.

Béreau, Sophie, Antonia López Villavicencio, et Valérie Mignon. 2010. « Nonlinear adjustment of the real exchange rate towards its equilibrium value: A panel smooth transition error correction modelling ». *Economic Modelling* 27 (1): 404–416.

Berg, Mr Andrew, et Yanliang Miao. 2010. The real exchange rate and growth revisited: The Washington Consensus strikes back? 10-58. *International Monetary Fund*.

Bouveret, Antoine, et Henri Sterdyniak. 2005. « Les modèles de taux de change ». *Revue de l'OFCE*, no 2: 243–286.

Broda, Christian. 2004. « Terms of trade and exchange rate regimes in developing countries ». *Journal of International economics* 63 (1): 31–58.

Broda, Christian, et David E. Weinstein. 2006. « Globalization and the Gains from Variety ». *The Quarterly journal of economics* 121 (2): 541–585.

Byrne, Joseph P., Julia Darby, et Ronald MacDonald. 2008. « US trade and exchange rate volatility: A real sectoral

bilateral analysis ». *Journal of macroeconomics* 30 (1): 238–259.

Chiang, Min-Hsien, et Chihwa Kao. 2002. « Nonstationary panel time series using NPT 1.3—A user guide ». Center for Policy Research, Syracuse University.

Clark, Peter B., et Ronald MacDonald. 1999a. « Exchange rates and economic fundamentals: a methodological comparison of BEERs and FEERs ». In *Equilibrium exchange rates*, 285–322. Springer.

———. 1999b. « Exchange rates and economic fundamentals: a methodological comparison of BEERs and FEERs ». In *Equilibrium exchange rates*, 285–322. Springer.

———. 1999c. « Exchange Rates and Economic Fundamentals: A Methodological Comparison of Beers and Feers ». In *Equilibrium Exchange Rates*, édité par Ronald MacDonald et Jerome L. Stein, 285–322. Dordrecht: Springer Netherlands. https://doi.org/10.1007/978-94-011-4411-7_10.

Combey, Adama, et Kako Nubukpo. 2010. « Effets Non Linéaires de l'Inflation sur la Croissance dans l'UEMOA ».

Cottani, Joaquin A., Domingo F. Cavallo, et M. Shahbaz Khan. 1990a. « Real exchange rate behavior and economic performance in LDCs ». *Economic Development and Cultural Change* 39 (1): 61–76.

———. 1990b. « Real exchange rate behavior and economic performance in LDCs ». *Economic Development and Cultural Change* 39 (1): 61–76.

Coudert, Virginie, et Cécile Couharde. 2009. « Currency misalignments and exchange rate regimes in emerging and developing countries ». *Review of International Economics* 17 (1): 121–136.

Couharde, Cécile, Issiaka Coulibaly, et Olivier Damette. 2012. « La dynamique d'ajustement des taux de change réels dans la zone franc CFA ». *Revue économique* 63 (3): 545–555.

Couharde, Cécile, Vincent Géronimi, et Armand Taranco. 2012. « Les hausses récentes des cours des matières premières traduisent-elles l'entrée dans un régime de prix plus élevés? »

Coulibaly, Issiaka, et Blaise Gnimassou. 2013. « Optimality of a monetary union: New evidence from exchange rate misalignments in West Africa », 2013.

De Vita, Glauco, et Khine Sandar Kyaw. 2011. « Does the choice of exchange rate regime affect the economic growth of developing countries? » *The Journal of Developing Areas*, 135–153.

Devarajan, Shantayanan, Delfin S. Go, Jeffrey D. Lewis, Sherman Robinson, et Pekka Sinko. 1997. « Simple general equilibrium modeling ». *Applied methods for trade policy analysis: A handbook*, 156–183.

Dooley, Michael P., David Folkerts-Landau, et Peter M. Garber. 2005. « Interest rates, exchange rates and international adjustment ». *National Bureau of Economic Research*.

Dubas, Justin M. 2009. « The importance of the exchange rate regime in limiting misalignment ». *World Development* 37 (10): 1612–1622.

Easterly, William. 2001. « The lost decades: developing countries' stagnation in spite of policy reform 1980–1998 ». *Journal of Economic Growth* 6 (2): 135–157.

Edwards, Sebastian, et Eduardo Levy Yeyati. 2005. « Flexible exchange rates as shock absorbers ». *European Economic Review* 49 (8): 2079–2105.

Égert, Balázs, László Halpern, et Ronald MacDonald. 2006. « Equilibrium exchange rates in transition economies: taking stock of the issues ». *Journal of Economic surveys* 20 (2): 257–324.

Eichengreen, Barry. 2008. *The European economy since 1945: coordinated capitalism and beyond*. Vol. 23. Princeton University Press.

Elbadawi, Ibrahim. 1994. « Estimating long-run equilibrium real exchange rates ». *Estimating equilibrium exchange rates* 3.

Elbadawi, Ibrahim, Linda Kaltani, et Raimundo Soto. s. d. « Aid, Real Exchange Rate misalignment, and Economic Growth in Sub-Saharan Africa ». *World Development*.

Elbadawi, Ibrahim, et Raimundo Soto. 1994. *Capital flows and long-term equilibrium real exchange rates in Chile*. Vol. 1306. World Bank Publications.

———. 2005. « Theory and Empirics of Real exchange rates in Sub-Saharan Africa and other Developing countries ». World Bank mimeo.

Favara, Giovanni. 2003. « An empirical reassessment of the relationship between finance and growth ».

Frankel, Jeffrey, et Andrew Rose. 2002. « An estimate of the effect of common currencies on trade and income ». *The Quarterly Journal of Economics* 117 (2): 437–466.

Friedman, Milton. 1953. « The case for flexible exchange rates ». *Essays in positive economics* 157: 203.

Gala, Paulo, et Claudio R. Lucinda. 2006. « Exchange rate misalignment and growth: old and new econometric evidence ». *Revista Economia* 7 (4): 165–187.

Ghosh, A., Gulde, A.-M., Wolf, H.C., 2003. « Exchange Rate Regimes: Choices and Consequences ». MIT Press, Cambridge.

Ghosh, Atish R., Anne-Marie Gulde-Wolf, Holger C. Wolf, et Holger C. Wolf. 2002. *Exchange rate regimes: choices and consequences*. Vol. 1. MIT press.

Glick, Reuven, et Andrew K. Rose. 2002. « Does a currency union affect trade? The time-series evidence ». *European Economic Review* 46 (6): 1125–1151.

Johansen, Søren. 1991. « Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive

models ». *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 1551–1580.

———. 1995a. « A statistical analysis of cointegration for I (2) variables ». *Econometric Theory* 11 (1): 25–59.

———. 1995b. « Identifying restrictions of linear equations with applications to simultaneous equations and cointegration ». *Journal of econometrics* 69 (1): 111–132.

Kao, Chihwa, Min-Hsien Chiang, et Bangtian Chen. 1999. « International R&D spillovers: an application of estimation and inference in panel cointegration ». *Oxford Bulletin of Economics and statistics* 61 (S1): 691–709.

Klein, Michael W., et Jay C. Shambaugh. 2006. « Fixed exchange rates and trade ». *Journal of international Economics* 70 (2): 359–383.

Loayza, Norman, Pablo Fajnzylber, et César Calderón. 2004. *Economic growth in Latin America and the Caribbean: stylized facts, explanations, and forecasts*. 265. Banco Central de Chile.

———. 2005. *Economic growth in Latin America and the Caribbean: stylized facts, explanations, and forecasts*. The World Bank.

Loayza, Norman V., Ana Maria Oviedo, et Luis Servén. 2005. *The Impact Of Regulation On Growth And Informality-Cross-Country Evidence*, Vol. 1 Of 1. The World Bank.

Loayza, Norman V., Romain Ranciere, Luis Servén, et Jaume Ventura. 2007. « Macroeconomic volatility and welfare in developing countries: An introduction ». *The World Bank Economic Review* 21 (3): 343–357.

Mac Donald, B. J., et M. S. J. Hashmi. 2000. « Finite element simulation of bulge forming of a cross-joint from a tubular blank ». *Journal of Materials Processing Technology* 103 (3): 333–342.

MacDonald, Ronald. 1999a. « What Do We Really Know about Real Exchange

Rates? » In *Equilibrium Exchange Rates*, édité par Ronald MacDonald et Jerome L. Stein, 19-65. Recent Economic Thought Series.

———. 1999b. « What do We Really Know about Real Exchange Rates? » In *Equilibrium Exchange Rates*, édité par Ronald MacDonald et Jerome L. Stein, 19-65. Dordrecht: Springer Netherlands. https://doi.org/10.1007/978-94-011-4411-7_2.

MacDonald, Ronald, et Peter B. Clark. 1998. « Exchange Rates and Economic Fundamentals; A Methodological Comparison of BEERs and FEERs ». International Monetary Fund.

MacDonald, Ronald, et Flavio V. Vieira. 2010. « A panel data investigation of real exchange rate misalignment and growth ».

Magyari, Ildiko. 2008. « Exploring the Correlation between Real Exchange Rate Misalignment and Economic Growth in the CEE Countries ». *Advances in Economic and Financial Research-DOFIN Working Paper Series*.

Mengistae, Taye, et Catherine Pattillo. 2004. « Export orientation and productivity in sub-Saharan Africa ». *IMF Staff papers* 51 (2): 327–353.

Nubukpo, Kako Kossivi. 2017. « Misalignment of exchange rates: What lessons for growth and policy mix in the WAEMU? » GEG Working Paper.

Nyen Wong, Koi, et Tuck Cheong Tang. 2008. « The effects of exchange rate variability on Malaysia's disaggregated electrical exports ». *Journal of Economic Studies* 35 (2): 154–169.

Nyoni, Timothy S. 1998. « Foreign aid and economic performance in Tanzania ». *World Development* 26 (7): 1235–1240.

« Optimality of a monetary union: New evidence from exchange rate misalignments in West Africa. *Economic Modelling*, 32, 463–482 | [10.1016/j.econmod.2013.02.038](https://doi.org/10.1016/j.econmod.2013.02.038) ». s. d.

Consulté le 3 octobre 2019. <https://sci-hub.tw/10.1016/j.econmod.2013.02.038>.

Ouattara, Bazoumana, et Eric Strobl. 2008. « Foreign aid inflows and the real exchange rate in the CFA Franc zone ». *Economie internationale*, no 4: 37–51.

Owoundi, Ferdinand. 2016. « Do Exchange Rate Misalignments Really Affect Economic Growth? The Case of Sub-Saharan African Countries ». *International Economics* 145 (mai): 92-110.

Pedroni, Peter. 1999. « Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors ». *Oxford Bulletin of Economics and statistics* 61 (S1): 653–670.

———. 2001. « Purchasing power parity tests in cointegrated panels ». *Review of Economics and Statistics* 83 (4): 727–731.

———. 2004. « Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis ». *Econometric theory* 20 (3): 597–625.

Quatrani, Terry. 2000. *Visual modeling with Rational Rose 2000 and UML*. Addison-Wesley Professional.

Razin, Ofair, et Susan M. Collins. 1997. « Real exchange rate misalignments and growth ». National Bureau of Economic Research.

Rodrik, Dani. 2008. « The real exchange rate and economic growth ». *Brookings papers on economic activity* 2008 (2): 365–412.

Rose, Andrew K. 2000. « One money, one market: the effect of common currencies on trade ». *Economic policy* 15 (30): 08–45.

Rose, Andrew K., et Tom D. Stanley. 2005. « A meta-analysis of the effect of common currencies on international trade ». *Journal of economic surveys* 19 (3): 347–365.

Sackey, Harry A. 2001. « External aid inflows and the real exchange rate in Ghana ».

Saikkonen, Pentti. 1991. « Asymptotically efficient estimation of cointegration regressions ». *Econometric theory* 7 (1): 1–21.

Sallenave, Audrey. 2010. « Real exchange rate misalignments and economic performance for the G20 countries ». *Economie internationale*, no 1: 59–80.

Schiavo, Stefano. 2007. « Common currencies and FDI flows ». *Oxford Economic Papers* 59 (3): 536–560.

Scialom, Laurence. 2013. « II. L'industrie bancaire ». *Reperes* 4e éd. (mars): 25-40.

« Sci-Hub | Aid, Real Exchange Rate Misalignment, and Economic Growth in Sub-Saharan Africa. *World Development*, 40(4), 681–700 | 10.1016/j.worlddev.2011.09.012 ». s. d. Consulté le 5 octobre 2019. <https://sci-hub.tw/10.1016/j.worlddev.2011.09.012>.

Stein, Jerome L., et Polly Reynolds Allen. 1997a. *Fundamental determinants of exchange rates*. Oxford University Press.

———. 1997b. *Fundamental determinants of exchange rates*. Oxford University Press.

Subbarao, G. V., C. Johansen, A. E. Slinkard, R. C. Nageswara Rao, N. P. Saxena, Y. S. Chauhan, et R. J. Lawn. 1995. « Strategies for improving drought resistance in grain legumes ». *Critical reviews in plant sciences* 14 (6): 469–523.

Westerlund, Joakim. 2007. « Testing for error correction in panel data ». *Oxford Bulletin of Economics and statistics* 69 (6): 709–748.

Williamson, John. 1994. *Estimating equilibrium exchange rates*. Peterson Institute.

Williamson, Oliver E. 1983. « Credible commitments: Using hostages to support exchange ». *The American Economic Review* 73 (4): 519–540.

Yehoue, Mr Etienne B., et Gilles J. Dufrénot. 2005. *Real exchange rate misalignment: A panel co-integration and common factor analysis*. 5-164. International Monetary Fund.

ANNEXES

Tableau 10 : différents tests de racine unitaire

Variables	Variables en niveau			Variables en différence première			Ordre d'intégration	Décision
	IPS	LLC	HT	IPS	LLC	HT		
<i>lcr</i>	(-2,34)**	(-3,26)***	(0,63)***	-	-	-	I(0)	Stationnaire en niveau
<i>lprorela</i>	(-0,04)	(7,04)	(1,00)				I(1)	Stationnaire en différence première
<i>lgouv</i>	(-2,11)**	(-3,,89)***	(0,75)***					Stationnaire en niveau
<i>lte</i>	(-1,88)*	(0,33)	(0,85)*	(-3,79)***	(-8,50)***	(-0,06)***	I(1)	Stationnaire en différence première
<i>posext</i>	(0,76)***	(-4,34)***	(0,85)*	-	-	-	I(0)	Stationnaire en niveau
<i>linv</i>	(-2,17)***	(-3,77)***	(0,76)***	-	-	-	I(0)	Stationnaire en niveau
<i>louv</i>	(-1,76)*	(2,02)	(0,75)***	(-3,90)***	(-4,16)***	(-0,19)***	I(1)	Stationnaire en différence première

(.) t-statistic

(*) (**) (***) l'hypothèse nulle rejeté au seuil de 10 %, 5 % et 1 %.

Source : Auteur

Tableau 11 : Estimation de Pooled Mean Group (PMG), Mean Group (MG) et Dynamics Fixed Effect (DFE)

☐ Résultat de court terme

Estimateur	Pooled Mean Group (PMG)			Mean Group (MG)			Dynamics Fixed Effect (DFE)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	<i>lcr</i>	<i>lcr</i>	<i>lcr</i>	<i>lcr</i>	<i>lcr</i>	<i>lcr</i>	<i>lcr</i>	<i>lcr</i>	<i>lcr</i>
Productivité relative	17.10 (64.80)	-34.77 (36.72)	156.0 (153.0)	119.0 (95.93)	-20.74 (28.56)	398.5* (241.6)	0.889 (1.731)	-4.663 (5.357)	2.660 (2.543)
Dépense gouvernementale	0.0393 (0.0453)	0.0605 (0.0397)	-0.0834 (0.0840)	-0.0626 (0.0486)	-0.0333 (0.0594)	-0.121 (0.0879)	0.0978* (0.0543)	0.120*** (0.0346)	-0.0334 (0.113)
Termes de l'échange	-0.0993 (0.0628)	-0.0344 (0.0336)	-0.229 (0.184)	-0.0212 (0.0717)	-0.0286 (0.0423)	-0.00629 (0.219)	-0.0149 (0.0514)	-0.0207 (0.0267)	0.0744 (0.163)
<i>nee</i>	2.347** (1.051)	0.866*** (0.121)	7.938** (3.078)	0.0172 (0.0239)	0.0164 (0.0295)	0.0190 (0.0472)	-0.117* (0.0638)	-0.0955 (0.0612)	0.0450 (0.123)
Investissement	0.869*** (0.189)	0.794*** (0.0957)	428.4*** (92.43)	-0.204 (0.155)	-0.0407 (0.0319)	-0.531 (0.456)	-0.109*** (0.0242)	-0.0132 (0.0164)	-0.257*** (0.0536)
Dégré d'ouverture	-0.137** (0.0545)	-0.0656 (0.0430)	-0.148 (0.106)	-0.0282 (0.0818)	0.0201 (0.111)	-0.125 (0.108)	-0.107* (0.0603)	-0.112** (0.0450)	0.0497 (0.111)
APD	-0.000832 (0.0182)	0.0282 (0.0179)	-0.0515 (0.0344)	0.00517 (0.0170)	0.0175 (0.0218)	-0.0196 (0.0252)	-0.000645 (0.0219)	0.0253** (0.0125)	-0.0373 (0.0540)
D.posext	-0.00135 (0.00143)	-0.00123 (0.00207)	-0.00120 (0.00141)	-0.0000212 (0.00266)	0.00146 (0.00280)	-0.00298 (0.00607)	-0.000800 (0.00170)	0.000147 (0.00118)	-0.00500 (0.00358)
Dummy 94	-0.191*** (0.0466)	-0.282*** (0.0339)		-0.157*** (0.0383)	-0.235*** (0.0288)		-0.249*** (0.0522)	-0.286*** (0.0255)	
Constante	1.609** (0.631)	0.990** (0.421)	4.141** (1.631)	3.302*** (0.908)	1.888*** (0.555)	6.129** (1.907)	2.142*** (0.274)	0.846*** (0.202)	5.295*** (0.764)
N	348	232	116	348	232	116	348	232	116

Standard errors in parentheses; (1, 4, 7) CEDEAO; (2, 5, 8) UEMOA; (3, 6, 9) ZMAO.

* $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,001$

Source : Auteur

Tableau 12 : Synthèse du mésalignement des taux de change réel dans les pays de la zone CEDEAO (1993-2014)

	Benin	Burkina Faso	Cote d'Ivoire	Guinée-Bissau	Mali	Niger	Sénégal	Togo	Gambie	Ghana	Guinée	Nigeria
1993	-0,10971	0,13883	2,34898	2,08683	1,38012	-1,90434	0,93139	0,6061	-0,92031	-0,73621	0,4722	2,82925
1994	-1,1809	-3,76437	-2,70622	-1,74294	3,60786	-0,52262	0,1491	-0,71856	2,55231	-1,67361	0,99273	-6,87354
1995	-1,27589	-3,66338	0,63992	4,06067	2,97555	0,51007	-0,396	-2,30936	3,24599	-1,75385	1,27796	-5,51689
1996	-1,1301	-0,79671	1,51524	2,92884	2,51655	3,16829	-1,03537	-1,13417	2,48889	-2,77077	3,18638	-2,82761
1997	-0,30656	-0,50604	-0,35511	2,15	1,34218	0,10415	0,93501	1,29881	0,35452	0,62247	1,22019	-6,2986
1998	0,11649	-0,78194	-0,89969	2,57477	-3,62157	0,72118	0,28546	-2,13302	0,77677	-0,66369	2,86739	-0,80778
1999	0,64231	2,80353	0,52615	0,91021	-1,27965	0,33277	-0,30429	-1,05401	0,26374	1,23347	3,80536	-0,58176
2000	0,31044	3,91785	1,56077	-7,04895	0,4856	1,73729	1,44518	-2,18188	-2,51213	1,43413	3,44392	-13,30212
2001	1,93446	-0,91783	3,3749	-3,3527	2,02142	2,00405	1,08667	3,94353	-3,28217	2,24209	0,48695	-6,39369
2002	3,31358	1,1049	-5,13621	-1,35815	-1,05884	2,69393	0,34943	5,40807	-3,9273	-0,57676	0,72116	5,34956
2003	1,019971	0,7992059	-0,1559719	-3,758647	-1,515016	-1,372318	0,9604263	4,29498	-2,807505	-1,770136	0,6207976	11,55474
2004	0,4129647	-0,0009707	1,16375	-0,0822969	-0,0884103	-2,615131	-1,985326	4,142864	4,241004	-1,291577	2,99506	7,872979
2005	0,2580491	2,364853	3,771952	0,6276159	1,11231	-1,303744	0,2343669	4,143345	5,82154	-1,471489	2,390149	-1,295672
2006	0,0318231	0,0274752	0,4643512	1,46363	-1,186262	-1,417051	-0,127727	-2,185748	7,898252	1,083754	-0,3768303	-8,358218
2007	-0,252876	-0,7497946	3,646095	-0,3991975	-0,4273355	-3,351879	0,8625158	-0,1946081	4,492305	1,765637	2,926697	-2,969387
2008	-1,863427	1,513343	0,3956697	2,057127	0,6785133	-0,7901228	2,357152	-3,662942	0,1975821	3,042334	-3,525772	-6,79689
2009	-1,808257	0,6205373	-4,316509	-1,33268	-0,025586	1,387778	0,3179629	-4,416828	-2,968126	0,8956727	-5,652995	2,711592
2010	-2,068458	-1,578422	-0,070313	-1,162468	0,4009964	2,365721	0,3462014	0,1248303	-3,101958	3,984563	-12,23538	4,623405
2011	-1,698873	-3,062211	-3,781325	-2,731328	-1,407212	2,322085	-0,0721724	-0,0689911	-4,679733	-1,407341	-10,15606	1,04653
2012	-0,8855816	-2,119673	-4,254755	2,368843	-0,8172701	0,6277641	0,2683248	1,167463	-3,440535	-2,359011	-11,89885	-2,86306
2013	-0,6207596	-1,602659	0,2432934	3,442983	-2,253746	1,812814	2,777839	1,331499	-3,195807	1,509925	-20,98436	2,517997
2014	-0,0158119	-2,764443	-0,3835249	3,513059	-1,498884	3,811441	2,939917	9,716564	-6,028414	1,624391	-26,06446	2,050769

Source : calcul de l'auteur