

BEAC

Banque des Etats de
l'Afrique Centrale



BEAC Working Paper

- BWP N° 02/16 -

Le choix d'un régime de change permet t-il de limiter les mésalignements du taux de change ? L'exemple des pays d'Afrique Subsaharienne

BIKAI J. Landry
Docteur en sciences économiques
Direction de la Recherche
bikai@beac.int

ET

OWOUNDI F. Ferdinand
Docteur en sciences économiques
Université de Poitiers
ferdinand.owoundi.fouda@univ-poitiers.fr

BANQUE DES ETATS DE
L'AFRIQUE CENTRALE
736, Avenue Monseigneur
Vogt BP:1917 Yaoundé
Cameroun
Tel : (237) 22234030 /
22234060
Fax : (237) 22233329
www.beac.int

Les opinions émises dans ce document de travail sont propres à leur (s) auteur (s) et ne représentent pas nécessairement la position de la Banque des Etats de l'Afrique Centrale.

The opinions expressed in this working paper are those of the author (s) and don't necessarily represent the views of the Central Bank of Central Africa States.

Le Choix d'un Régime de Change Permet-il de Limiter les Mésalignements du Taux de Change ? L'Exemple des Pays d'Afrique Subsaharienne

BIKAI Jacques Landry *, OWOUNDI Ferdinand **

Novembre 2016

Résumé

Cet article traite de l'incidence du régime de change sur les mésalignements du taux de change réel. À cet effet, nous comparons les mésalignements de 17 pays d'Afrique Subsaharienne répartis en fonction de leur régime de change. Nous utilisons deux approches pour déterminer le taux de change d'équilibre : une approche de type NATREX et une approche de type BEER afin de s'assurer de la robustesse des résultats. Les estimations effectuées par les méthodes du groupe médian (PMG), des MCO dynamiques et modifiés (DOLS et FMOLS), sur des données annuelles allant de 1980 à 2011, montrent que les mésalignements observés d'un groupe de pays à l'autre ne présentent aucune différence significative en moyenne. Autrement dit, aucun régime de change (fixe ou flexible) ne protège mieux les pays de l'Afrique subsaharienne des déviations soutenues de son taux de change.

Mots-clés : Taux de change réel, Mésalignements, Régime de change

Codes JEL : C23 ; F31 ; F43 ; O24

Real Exchange Rate Misalignments : Does The Exchange Rate Regime Matters ? Evidence From Sub-Saharan African Countries

Abstract

This article examines the incidence of exchange rate regime on the real exchange rate misalignments in Sub-Saharan African countries. To this end, we compare misalignments of 17 countries classified into two groups according to the exchange rate regime. For the equilibrium real exchange rate determination, we rely on a NATREX-based approach which we compare to the behavioral model (BEER), to prove results consistency. Relying on annual data between 1980 and 2011, our estimates made simultaneously by the Pooled Mean Group method (PMG), the Dynamic OLS (DOLS) and the Fully Modified OLS (FMOLS) show that misalignments do not differ in average from one group to another. Put another way, no exchange rate regime is going to bail an economy out of deviations of its exchange rate.

Keywords : Real Exchange Rate, Misalignments, Exchange Rate Regime

JEL Classification : C23 ; F31 ; F43 ; O24

*. Docteur en économie et Cadre à la Direction de la Recherche de la Banque des Etats de l'Afrique Centrale (BEAC).

**.. Docteur en économie et membre du Centre de Recherches en Intégration Économique et Financière (C.R.I.E.F) EA 2249, Université de Poitiers (France)

Les auteurs remercient les cadres de la BEAC pour leurs observations et commentaires. Les erreurs et omissions éventuellement contenues dans le document relèvent du seul fait des auteurs.

Sommaire

Résumé non technique	3
Introduction	4
1 Mécalignements et régime de de change : rappels de la littérature	5
2 La méthodologie de détermination des mécalignements	7
2.1 Le NATREX « Modifié »	7
2.2 L'approche comportementale du taux de change d'équilibre (BEER)	10
3 Les estimations et les résultats comparés par régimes de change	12
3.1 Les méthodes d'estimation	12
3.2 Résultats comparés et analyse de robustesse	16
3.3 Analyse des mécalignements du taux de change	19
Conclusion	23
Références	26
Annexes	27

Résumé non technique

Cet article traite de l'influence du régime de change dans la formation des désajustements du taux de change réel par rapport à un niveau dit d'équilibre. De manière plus explicite, l'objectif est de répondre à la question de savoir si le régime de change en vigueur constitue un facteur de limitation de ces désajustements, encore appelés « mésalignements », pour le cas particulier des pays d'Afrique Subsaharienne. L'intérêt que nous portons aux pays de cette région est expliqué par la nécessité de comparer les performances qui peuvent être portées au crédit de chaque système de change pratiqué au sein de ladite région, dans le but ultime d'apporter des éléments d'analyse supplémentaires au débat sur le devenir des pays membres de la Zone Franc. Ceux-ci ont en effet été préoccupés par le phénomène d'appréciation de l'euro vis-à-vis du dollar, dont les répercussions supposées auraient porté préjudice à leurs économies en termes de compétitivité prix, conduisant ainsi certains à envisager la solution de sortie de l'union monétaire.

Dans ces conditions, nous proposons alors une démarche simple qui consiste à évaluer et comparer les mésalignements de 17 pays d'Afrique Subsaharienne répartis en fonction de leur régime de change, dans les limites imposées par la disponibilité des données. Il apparaît alors que les mésalignements sont indépendants du régime de change pratiqué, et les pertes ou gains de compétitivité qu'ils induisent dépendent davantage des caractéristiques intrinsèques et structurelles des pays concernés. De ce point de vue, la solution de sortie de l'union monétaire ne serait pas fondée et ne permettrait pas de résoudre les problèmes structurels auxquels font face ces économies. La principale recommandation qui émane d'un tel travail vise à interpeller les autorités des pays de l'Afrique subsaharienne sur la nécessité de mettre davantage d'accent sur la compétitivité qualité (structurelle). Si les mésalignements n'affectent pas significativement les pays développés comme le souligne Dubas (2009), c'est sans doute parce que ces derniers utilisent davantage la compétitivité qualité dans leurs stratégies commerciales. Il s'agit en effet d'une compétitivité de long terme qui matérialise la capacité d'une économie à être concurrente sur le plan international par des moyens autres que le prix. Il est donc question ici d'opérer une transformation structurelle des économies en mettant l'accent sur la diversification des structures productives, mais surtout sur la qualité des produits tout en mettant un accent particulier sur l'image et la réputation véhiculées sur les marchés.

Introduction

Le taux de change est une variable clé d'une économie dont l'instabilité peut porter préjudice à l'activité en affectant les décisions d'investissement des agents au regard de l'incertitude qu'il véhicule. A ce titre, la fin du Système Monétaire International dit « de Bretton Woods » en 1971, et l'avènement de la globalisation financière ont entraîné un regain d'intérêt pour les études portant sur le choix d'un régime de change approprié. Bien que le système de Bretton Woods avait pour objectif de garantir une certaine stabilité du taux de change, son échec a fait migrer bon nombre de pays vers le choix de régimes plus flexibles. Cependant, dans la pratique, très peu de pays ont un régime de change purement flexible, et même dans les pays développés qui supportent mieux les effets du flottement, les banques centrales sont parfois contraintes d'agir pour limiter les fluctuations du taux de change. Toutefois, dans les deux formes de régimes (fixe et flexible), les pays sont exposés à des mésalignements de leur taux de change.

Les mésalignements du taux de change, se matérialisent par des déviations soutenues du taux de change réel observé par rapport à sa valeur d'équilibre de long terme (Edwards 1989), et sont susceptibles de modifier l'allocation des ressources, de perturber la formation des prix ainsi que les décisions d'investissement, et par ce biais, de compromettre la croissance à long terme. Ils déterminent l'efficacité du taux de change en tant que variable d'ajustement car ils renvoient à la connaissance du niveau d'équilibre de ce dernier, c'est-à-dire, celui qui assure la réalisation simultanée à moyen et long terme des équilibres interne et externe de l'économie (Thibault et al., 1998).

La détermination des mésalignements nécessite l'identification du taux de change d'équilibre, or le calcul du niveau dit « d'équilibre » du taux de change ne fait guère l'unanimité et reste encore une problématique majeure de la macroéconomie internationale. Razin et Collins (1997) le qualifie de « taux de change idéal ». Une surévaluation serait donc une situation où le taux de change effectif réel est au-dessus du niveau idéal, tandis que la sous-évaluation serait exactement l'inverse. Il existe en effet un débat sur les déterminants du taux de change d'équilibre, et davantage en ce qui concerne l'approche adéquate pour déterminer son niveau, notamment au regard des approches proposées dans la littérature (Williamson, 1983 ; Razin et Collins, 1997 ; Clark et Mc Donald, 1998 ; ou encore Stein et Allen, 1998).

Quelle que soit l'approche retenue, il demeure important d'identifier le niveau d'équilibre du taux de change afin d'évaluer ses désajustements ou mésalignements. En outre, si la question de la nature idiosyncratique ou non des mésalignements en fonction du régime de change en vigueur préoccupe depuis peu les économistes (Coudert et Couharde, 2009 ; Dubas, 2009), elle n'a pour autant pas été suffisamment développée pour parvenir à des résultats utiles pour la politique économique. Or, cette question est cruciale pour les pays en développement et notamment ceux de la Zone Franc dont la monnaie est définie selon une parité fixe par rapport à l'euro, et qui sont extrêmement vulnérables aux chocs exogènes enregistrant de faibles performances économiques par rapport aux pays émergents.

Les mésalignements du taux de change sont en général coûteux en termes de croissance et surtout d'équilibre extérieur. Lorsqu'ils sont positifs (taux de change surévalué) ils compromettent les exportations, amenuisent les réserves de change et aggravent le déficit du compte courant. La situation peut s'aggraver davantage si le pays concerné a fait le choix d'un ancrage nominal rigide. Ce cas de figure a été observé lors de la crise asiatique en 1997 en Malaisie, Philippines, Indonésie, en Corée du sud. Il a également été observé en Argentine en 2001 et

récemment avec la crise financière en 2008 en Europe et aux Etats Unis¹. Par contre, lorsqu'ils sont négatifs (taux de change sous-évalué) ils peuvent être source de tension inflationnistes en rendant les importations chères et les exportations profitables. La balance courante peut s'en trouver améliorée.

Si les mésalignements concernent donc aussi bien les pays développés que les pays en développement quel que soit leurs régimes de change, on est donc tenté de se poser la question de savoir si le choix d'un régime de change permet de limiter durablement les mésalignements du taux de change.

L'objet de cet article est donc de déterminer et comparer les mésalignements du taux de change réel pour les pays d'Afrique Subsaharienne répartis en fonction du régime de change adopté. L'intérêt d'une telle étude est d'apporter des arguments supplémentaires au débat sur le choix d'un régime de change fixe pour les pays africains de la Zone Franc.

Dans cette perspective, notre démarche repose d'abord sur une double approche théorique de détermination du taux de change d'équilibre. Nous proposons ainsi dans un premier temps, une équation de type NATREX (Natural Real Exchange Rate) adaptée aux économies en développement, et dans un deuxième temps, une équation de type BEER (Behavioural Equilibrium Exchange Rate), qui permet de prouver la robustesse des résultats. Ensuite, sur le plan économétrique nous appliquons à la fois les méthodes du groupe médian (Pooled Mean Group), ainsi que celle des MCO dynamiques (DOLS)² et modifiés (FMOLS)³, pour estimer le taux de change d'équilibre tout en testant la robustesse des résultats.

La suite de l'article est organisée en trois sections. Après avoir évoqué la littérature au sujet des mésalignements et de la conduite de la politique de change dans une première section, la deuxième section présentera la méthodologie de détermination des mésalignements. La troisième section s'appesantira sur les méthodes d'estimation ainsi que les résultats comparés en fonction du régime de change.

1 Mésalignements et régime de de change : rappels de la littérature

Très peu d'études ont abordé la question de l'influence du choix du régime de change sur les mésalignements du taux de change, toutefois, on peut néanmoins attribuer la paternité d'une telle analyse aux travaux de Baxter et Stochman (1989). La question des déterminants du choix d'un régime de change ne sera donc pas abordée ici.

Parmi les études qui analysent les effets des mésalignements, certaines procèdent à des comparaisons des effets en fonction du régime de change choisi. Les premières ébauches d'analyse dans ce sens sont celles de Baxter et Stochman (1989) qui montrent à travers un échantillon de 49 pays que le régime de change influence significativement le comportement des principales variables macroéconomiques et le commerce international. Leur analyse ne permet cependant pas de prendre position sur l'efficacité de régimes fixes ou flexibles en présence de mésalignements.

1. Pour plus de détails, voir Bénassy-Quéré et al (2009) : « Taux de change de l'euro : perspectives à moyen et long termes » dans : L'économie mondiale 2009.

2. Dynamic Ordinary Least Squares.

3. Fully Modified Ordinary Least Squares.

En lien avec les différentes crises véhiculées par les régimes de change fixe, des études se sont succédées pour montrer que les régimes de fixité sont en général favorables aux surévaluations du taux de change se traduisant ainsi par des appréciations du taux de change réel nuisibles à la compétitivité externe et à la balance courante. Ils apparaissent ainsi comme des régimes vulnérables aux crises. Valdes (1996), Kasminsky et al. (1998), Burkart et Coudert (2000), Bussière et Fratzscher (2006) sont parmi les auteurs ayant contribué à cette analyse. Toutefois, ces études n'expliquent pas pourquoi la migration des pays vers des régimes flexibles ne résout pas forcément les crises ni les problèmes de mésalignement du taux de change surtout pour les pays en développement.

Coudert et Couharde (2008) essayent de corriger cette limite en analysant les mésalignements dans 128 pays émergents et en développement en fonction de leurs régimes de change respectifs. Selon ces auteurs, les pays émergents ou en développement ayant opté pour un régime de change fixe se caractérisent en moyenne par une surévaluation de leur taux de change réel. La surévaluation étant nocive pour la croissance, on serait tenté de penser que les régimes de change fixes représentent un véritable frein à l'activité alors même que, les Etats ayant opté pour un régime flexible recherchent parfois une dose de fixité pour éviter une très grande volatilité de leur taux de change. A ce sujet, Hausmann et al. (1999), Calvo et Reinart (2002, 2003) estiment que les régimes de flottement ne protègent pas toujours contre des chocs et peuvent même les amplifier augmentant ainsi l'occurrence des mésalignements.

A l'opposé des précédentes études, certaines montrent que, quel que soit le régime de change choisi, les pays développés résistent mieux aux mésalignements du taux de change par rapport aux pays en développement. Dubas (2009) montre ainsi que sous certaines conditions, le régime de change importe peu face aux effets des mésalignements. Avec un échantillon de 102 pays développés et en développement, il parvient à conclure que les effets des mésalignements seraient asymétriques entre pays développés et pays en développement. Pour lui, les surévaluations peuvent sérieusement entraver la croissance des pays en développement surtout lorsqu'elles sont persistantes et ce, quel que soit le régime de change adopté, ce qui n'est pas forcément le cas des pays développés.

Ce résultat n'est pas surprenant parce que plusieurs pays développés font reposer leur compétitivité sur la qualité et non sur le prix. En effet, dans la plupart des pays développés, les produits faisant l'objet d'échange international (biens échangeables), sont généralement à très forte intensité capitaliste. De ce fait, ils sont demandés beaucoup plus pour leur qualité et non nécessairement pour leur prix. L'inverse est relevé en ce qui concerne les pays en développement qui ont généralement des structures productives essentiellement composées de matières premières et fortement dépendantes du prix. Cette analyse a par ailleurs été confirmée par Sallenave (2009)⁴ qui établit que les effets des mésalignements sur la croissance peuvent être différents selon que l'on soit un pays développé ou un pays émergent. Selon cet auteur, les mésalignements auraient une plus faible amplitude dans les pays avancés avec une convergence plus faible vers le taux de change d'équilibre.

Dans la plupart des études, un consensus semble se dégager sur le fait que les mésalignements du taux de change peuvent avoir des effets tant positifs que négatifs en fonction de leur ampleur. En considérant une économie ouverte, des études ont pu montrer qu'une surévaluation du taux de change se matérialise par une perte de compétitivité-prix pour les firmes exportatrices de biens entraînant une chute de la croissance et un déficit extérieur (Dornbush, 1988; Ghura et Greenes, 1993; Razin et Collins, 1997; Easterly, 2005) et qu'à l'inverse, une sous-évaluation modérée, peut s'accompagner d'une croissance rapide de l'activité économique (Razin et Col-

4. Le taux de change d'équilibre est estimé suivant l'approche BEER.

lins 1997 ; Rodrik, 2008) due à une augmentation des exportations et un surplus de la balance commerciale accompagnée parfois de tensions inflationnistes. D'autres études parviennent à établir une relation non linéaire entre les mésalignements et la croissance et ce ne serait que les surévaluations très élevées qui affecteraient négativement la croissance (Razin et Collins, 1997).

2 La méthodologie de détermination des mésalignements

L'évaluation du niveau d'équilibre des taux de change est un préalable à la détermination des mésalignements. Il est donc important de porter une attention particulière à l'approche du taux de change d'équilibre à retenir, ceci d'autant plus que son caractère idéal fait de lui un concept difficile à saisir. Bien que le concept de taux de change d'équilibre remonte à Nurkse (1944), il a été popularisé par les travaux de Williamson (1985) et il existe généralement trois approches pour sa détermination : une approche macroéconomique avec le FEER⁵ et le DEER⁶, une approche économétrique avec le BEER⁷, et une approche dynamique avec le NATREX⁸.

Les résultats du taux de change d'équilibre diffèrent souvent suivant les méthodes utilisées c'est la raison pour laquelle nous adoptons une double approche : *d'abord*, nous proposons une équation de type NATREX élaborée en combinant les présentations de Lim et Stein (1995), et Bouoiyour et al. (2004), ceci afin de mieux justifier le recours au taux de change effectif réel comme substitut au taux de change réel interne, dans les estimations. En guise de comparaison, nous appliquons *ensuite* l'approche du taux de change d'équilibre comportemental (BEER) de Clark et Mac Donald (1998), car elle se soumet plus aisément à l'épreuve de l'évaluation empirique des taux de change d'équilibre.

2.1 Le NATREX « Modifié »

Le « taux de change réel naturel » (Natural Real Exchange Rate ou NATREX) introduit par Stein et Allen (1998), correspond au taux de change qui assure l'équilibre de la balance des paiements en l'absence des facteurs cycliques et spéculatifs, le taux de chômage étant à son niveau du NAIRU (Non Accelerating Inflation Rate of Unemployment)⁹. Il garantit en d'autres termes la réalisation simultanée à long terme des équilibres interne et externe de l'économie¹⁰. Il constitue de ce fait une référence de premier ordre pour la détermination des mésalignements des taux de change en raison de sa caractéristique dynamique.

En effet, dans sa forme classique, il suggère qu'il est possible de décomposer la trajectoire du taux de change suivant trois horizons : le court, le moyen et le long terme. Toutes les conditions de réalisation de l'équilibre macroéconomique, ainsi que les dynamiques de transition entre les différents horizons, sont exprimées par un ensemble d'équations dotées d'un fondement mi-

5. Williamson (1985)

6. Artis et Taylor (1993)

7. MacDonald (1998)

8. Stein (1997)

9. Il s'agit en effet d'un taux de chômage naturel ou structurel compatible avec une inflation stable.

10. Le premier équilibre correspond à une situation de croissance non-inflationniste, alors que le second fait référence à la soutenabilité du compte courant.

croéconomique solide. Toutefois, cette présentation a fait l'objet d'un amendement pour tenir compte des petites économies ouvertes pour lesquelles la distinction entre biens échangeables et biens non échangeables est valide (Lim et Stein, 1995). Le point de départ de cette variante est l'idée qu'à long terme, tout excès de l'investissement par rapport à l'épargne nationale doit être financé par l'emprunt externe, de sorte que l'équilibre du marché réel coïncide avec l'équilibre externe de l'économie, via les variations du taux de change réel.

Formellement, soit l'équation fondamentale de marché suivante :

$$I - S + CA = 0 \quad (1)$$

où I représente l'investissement ; S représente l'épargne ; et CA représente le compte courant. Si on suppose l'équilibre du système à la période initiale ($S - I = CA$), alors tout choc externe qui crée une différence négative entre l'épargne et l'investissement national, provoque par ricochet des entrées de capitaux. Ces dernières à leur tour entraînent l'appréciation réelle du change ainsi que la détérioration du compte courant jusqu'au retour à la situation d'équilibre initial. Le taux de change réel est ainsi la variable qui réalise l'ajustement à l'équilibre de long terme ¹¹.

Précisément, il s'agit du taux de change réel « Interne » ¹² (e) défini comme le prix relatif des biens non échangeables (P_N) par rapport à celui des biens échangeables (P_T). Il se définit par la relation () suivante :

$$e = \frac{P_N}{P_T} \quad (2)$$

Une augmentation de (e) traduit une appréciation réelle et vice-versa. En effet, toute baisse de la production de biens échangeables engendre, au plan interne, un excès de la demande de ces biens avec pour conséquence une augmentation de leur prix et donc l'accroissement du taux de change. La description des équilibres interne et externe, respectivement à travers l'équilibre du marché des biens non échangeables et l'approche de l'équilibre des stocks à long terme ¹³, conduit à la formulation suivante du taux de change réel interne d'équilibre (e^*) :

$$e^* = h(g_N^+, g_T^-, [z + r \cdot f], \rho^+) \quad (3)$$

avec g_N et g_T les dépenses du gouvernement respectivement en biens non échangeables et en biens échangeables ; z représente le montant total net des aides reçues par le gouvernement, r est le taux de rendement réel des actifs étrangers exprimés en termes de biens échangeables, f est le stock d'actifs nets étrangers et ρ un indicateur de productivité. La relation 3 est une expression du taux de change d'équilibre de long terme ¹⁴ qui n'intègre pas des fondamentaux majeurs tels que les termes de l'échange ou encore la politique commerciale. En suivant Baffes et al. (1999), elle peut être modifiée afin d'intégrer lesdits fondamentaux. Il s'ensuit l'écriture

11. Le taux d'intérêt réel ne peut jouer le rôle de variable d'ajustement en raison de l'hypothèse de parfaite mobilité des capitaux à long terme qui fait de lui une variable exogène.

12. Voir par exemple Hinkle et Montiel, 1999.

13. Le lecteur intéressé pourra se référer à Baffes et al. (1999) ou Khan et Lizondo (1987).

14. Les signes au-dessus de chaque variable sont ceux des dérivées partielles respectives.

suivante :

$$e^* = f(\bar{g}_N^+, \bar{g}_T^-, [z + r \cdot f], \bar{\rho}^+, \bar{\eta}, \bar{\tau}) \quad (4)$$

où η et τ représentent des mesures de politique commerciales et les termes de l'échange externes¹⁵ respectivement. L'équation 4 signifie que l'augmentation de la dépense publique en biens non échangeables, celle de la productivité, ainsi que des mesures de restriction commerciale, entraînent une augmentation de e (appréciation réelle). En effet, l'augmentation de la dépense publique en biens non échangeables et les mesures de restriction commerciale, entraînent un accroissement de la demande de ces biens et une hausse de leur prix; alors qu'un choc de productivité provoque une réduction de l'offre de biens non échangeables et finalement, une hausse de leur prix. Par ailleurs, une amélioration de la balance commerciale et une augmentation des dépenses publiques en biens échangeables engendrent une dépréciation réelle. Quant à l'effet des termes de l'échange externes, celui-ci n'est pas connu à priori. D'un côté, l'augmentation des termes de l'échange peut se traduire par une augmentation du revenu national en termes de biens importés et un effet de dépenses, avec un accroissement de la demande de l'ensemble des biens et un accroissement du taux de change réel. D'un autre côté, l'effet de dépenses peut être supplanté par un effet de substitution en faveur des biens exportés, avec pour conséquence la dépréciation réelle.

D'un point de vue pratique, certains auteurs estiment l'équation 4 en substituant le taux de change effectif réel (TCER) au taux de change réel interne (TCR), afin de pallier la contrainte liée à l'indisponibilité des données. Or, un tel procédé est susceptible de biaiser les résultats obtenus, car rien ne justifie clairement l'égalité entre le TCER et les fondamentaux du TCR interne. Pourtant, l'expression du TCER peut être décomposée de manière à retrouver une formulation similaire à celle de l'équation 4. Formellement, soit TCR_t^j le taux de change réel bilatéral entre un pays et son partenaire j , TCR_0^j ce même taux à la période de référence, et la part du partenaire dans le total des échanges du pays considéré. Le TCER est donné par la relation 5 :

$$TCER = \prod_{j=1}^N \left[\frac{TCR_t^j}{TCR_0^j} \right]^{\theta_j} \quad (5)$$

Avec $TCR^j = \frac{S^j \cdot P}{P^j}$; S^j , P et P^j représentant respectivement le taux de change nominal coté au certain, les prix des biens domestiques et celui des biens étrangers. En sachant que P et P^j peuvent être exprimés en fonction des biens échangeables et non échangeables¹⁶ et si l'on suppose que $P_T \equiv P_X$ et $P_T^j \equiv P_M^j$, on peut encore exprimer le TCR comme suit :

$$TCR^j = \frac{S^j \cdot P_X}{P_M^j} \cdot \frac{(P_T/P_N)^{(\alpha-1)}}{(P_M^j/P_N^j)^{(\beta-1)}} \quad (6)$$

15. Le lecteur intéressé pourra consulter Baffes et al. (1999) p. 412, pour d'amples détails sur l'introduction de la variable « termes de l'échange externes ».

16. Respectivement P_T et P_N . Le lecteur intéressé pourra consulter Bouoiyour et al. (2004) pour plus de détails.

où P_M^j est le prix des importations du pays considéré en provenance du partenaire j ; α et β représentent la part du prix des biens échangeables dans le prix domestique et étranger respectivement. On note $c = P_M^j/P_N^j$ le prix relatif des biens non échangeables étrangers et on admet que ce dernier est égal à 1 en suivant Lim et Stein (1995). En introduisant cette relation dans l'équation 5, on obtient une nouvelle expression du TCER :

$$TCER = P_X \cdot (P_T/P_N)^{(\alpha-1)} \prod_{j=1}^N \left[\frac{S^j}{P_M^j} \right]^{\theta^j} = \frac{TCEN \cdot P_X}{(P_M)_{eff}} \cdot e^{(\alpha-1)} \quad (7)$$

où $TCEN$ est le taux de change effectif nominal, $TCEN \cdot P_X$ un indice synthétique du prix unitaire des exportations du pays considéré, et $(P_M)_{eff}$ un indice synthétique du prix unitaire des importations de ce pays.

Finalement, nous obtenons la relation suivante du TCER en fonction d'un indicateur du prix relatif des biens non échangeables :

$$TCER = TOT \cdot e^{(\alpha-1)} \quad (8)$$

avec TOT les termes de l'échange. A partir de cette équation, nous procédons à la détermination du NATREX de long terme en deux étapes. Nous estimons d'abord un indicateur du prix relatif des biens non échangeables d'équilibre $e^{(\alpha-1)}$ en fonction des fondamentaux identifiés par l'équation 4, en posant notamment : $\ln e^{(\alpha-1)} = \ln TCER - \ln TOT$.

Ensuite nous déterminons le NATREX de long terme proprement dit au moyen de la relation suivante :

$$\overline{\ln e^{(\alpha-1)}} = \ln TCER - \ln \overline{TOT} \quad (9)$$

Où \overline{TOT} représente les termes de l'échange d'équilibre.

Si la complexité de cette relation permet de mieux expliciter théoriquement la relation qui lie le taux de change à ses fondamentaux de long terme, elle est cependant susceptible de fragiliser les résultats en raison des difficultés d'application qu'elle peut présenter. C'est la raison pour laquelle nous lui associons une approche BEER, couramment employée car elle s'appuie sur un cadre théorique plus simple qui se soumet plus aisément à l'épreuve de l'évaluation empirique.

2.2 L'approche comportementale du taux de change d'équilibre (BEER)

Le concept du taux de change d'équilibre comportemental (ou BEER) fait partie de la classe des modèles dits de « l'équilibre macroéconomique sous-jacent » Clark et Mac Donald (1998).

Contrairement aux autres modèles de la même classe (le FEER¹⁷ et le NATREX¹⁸ par exemple), il s'attache surtout à rendre compte de l'évolution des taux de change de manière empirique.

Le point de départ de l'analyse est la condition d'équilibre financier définie par la relation de parité non couverte des taux d'intérêt. Celle-ci a très souvent servi de base à la modélisation du taux de change d'équilibre. Formellement, en considérant un horizon de maturité des titres « » et sous l'hypothèse de neutralité au risque, le modèle se décline de la manière suivante :

$$E_t(\Delta s_{t+k}) = -(i_t - i_t^*) \quad (10)$$

avec s_t le logarithme du taux de change nominal coté au certain ; i_t le taux d'intérêt nominal domestique ; i_t^* le taux d'intérêt nominal étranger ; Δ l'opérateur différence et E_t l'espérance mathématique. L'intégration du différentiel d'inflation anticipée $E_t(\Delta p_{(t+k)} - \Delta p_{(t+k)}^*)$ conduit à une relation entre variables réelles. Il s'ensuit l'équation 11 du taux de change réel ex-ante :

$$q_t = E_t(q_{(t+k)}) + (r_t - r_t^*) \quad (11)$$

avec $r_t = i_t - E_t(\Delta P_{(t+k)})$ le taux d'intérêt réel ex-ante ; $q_t = s_t + p_t - p_t^*$ le taux de change réel ex-ante. L'équation 11 signifie que le taux de change réel courant q_t est déterminé par le taux de change anticipé de la période $t+k$ $E_t(q_{(t+k)})$, et le différentiel de taux d'intérêt $(r_t - r_t^*)$. Toutefois, $E_t(q_{(t+k)})$ est interprété comme la composante de long terme du taux de change réel, résultant de l'influence des valeurs passées des fondamentaux moyens et de long terme. En posant $\bar{q}_t = E_t(q_{t+k})$, l'équation 11 devient :

$$q_t = \bar{q}_t + (r_t - r_t^*) \quad (12)$$

En définitive, selon cette approche, le taux de change courant comprend une composante systématique (\bar{q}_t) à laquelle s'ajoute le différentiel du taux d'intérêt réel. Il importe de noter que les facteurs susceptibles d'influencer le taux de change dans le long terme font l'objet d'amples discussions dans la littérature. La plupart des auteurs prennent en compte les caractéristiques intrinsèques des entités qu'ils étudient, afin d'identifier les fondamentaux du taux de change. Dans le cadre de cette étude, nous supposons l'égalité des taux d'intérêt réels à moyen terme, de sorte que le taux de change d'équilibre de moyen et long terme soit uniquement déterminé par les fondamentaux retenus dans l'équation :

$$\bar{q}_{it} = \alpha \cdot Open + \beta \cdot Nfa_{it} + \delta \cdot Prod_{it} + \gamma \cdot Gov_{it} + \omega \cdot Tot_{it} + \theta \cdot Reg1 + \rho \cdot Reg2 \quad (13)$$

Dans cette équation, la variable *Open* est le taux d'ouverture de l'économie, qui reflète l'influence de la politique commerciale du pays considéré. Son augmentation engendre une modération de la hausse des prix domestiques qui a tendance à déprécier la monnaie (Goldfajn et Valdes, 1999). La variable *Nfa* est la position extérieure nette, définie par les déterminants de

17. *Fundamental Equilibrium Exchange Rate.*

18. *Natural Real Exchange Rate.*

l'épargne et de l'investissement domestiques. On admet qu'il existe une relation positive entre cette variable et le TCER. La productivité relative du pays (*Prod*) permet de capter l'effet Balassa-Samuelson. Celui-ci consiste en une appréciation réelle suite à un accroissement de la productivité dans le secteur exposé, comparativement au reste du monde. Il existe une relation positive entre cette variable et le TCR (Béreau et al., 2010). *Gov*, représente les dépenses de consommation du gouvernement. On considère que l'essentiel de la dépense publique est destinée à l'acquisition de biens non échangeables, de sorte qu'une augmentation de la consommation publique entraîne une hausse de la demande de ces biens, ce qui conduit à une hausse de leur prix et à une appréciation réelle (Chinn, 1999). S'agissant de la variable *Tot* qui représente les termes de l'échange, définis comme le rapport des prix des exportations sur les prix des importations, il est difficile de déterminer leur effet sur le TCR a priori. Par ailleurs, nous introduisons deux variables indicatrices *Reg1* et *Reg2*, pour capter l'hétérogénéité du panel liée à l'appartenance ou non à un régime de change fixe. Ainsi, *Reg1* = 1 en cas d'appartenance à un régime de change fixe et *Reg1* = 0 sinon (inversement pour *Reg2*). En raison de la controverse sur l'effet du régime de change sur la volatilité du taux de change réel (Obstfeld et Rogoff, 1995), nous n'attendons aucun signe particulier concernant ces variables.

La méthodologie de détermination des mésalignements qui vient d'être présentée permet de procéder aux estimations du taux de change d'équilibre et des mésalignements. Les résultats comparés par régime de change sont présentés dans la section suivante.

3 Les estimations et les résultats comparés par régimes de change

Dans cette section, nous présentons les méthodes d'estimation retenues ainsi que les mésalignements obtenus, que nous comparons en fonction du régime de change des différents pays.

3.1 Les méthodes d'estimation

L'analyse théorique qui précède, montre que le calcul des mésalignements est tributaire de la mise en évidence d'une relation de long terme entre le TCER et ses fondamentaux. C'est à cette fin que nous recourons principalement à la méthode du groupe médian ou *Pooled Mean Group* (PMG)¹⁹ pour déterminer le taux de change d'équilibre. Pour conforter les résultats obtenus, nous nous servons également de deux méthodes alternatives, notamment celles des MCO Dynamiques (DOLS) et modifiés (FMOLS).

Le Pooled Mean Group (PMG). Le choix de la principale méthode d'estimation est motivé par les avantages qu'elle offre d'un point de vue pratique. En effet, l'estimateur du Pooled Mean Group permet un traitement efficace des panels dynamiques pour lesquels on admet que le nombre d'observations temporelles *T* est aussi grand que celui des individus *N*²⁰ (Pesaran,

19. Le lecteur intéressé pourra se référer à (Pesaran, Shin et Smith, 1999).

20. Il convient de rappeler qu'il existe un grand nombre d'estimateurs en panels dynamiques. Cependant, ceux-ci doivent être regroupés selon trois cas bien précis. Le premier est celui des panels composés d'un faible nombre d'individus *N* pour un grand nombre de périodes *T*. Dans ce cas, un modèle ARDL ou la méthode SUR peuvent servir de base aux estimations. Le deuxième cas est celui d'un grand *N* et d'un

Shin et Smith, 1999). Son atout majeur est la possibilité qu'il offre d'estimer une relation de long terme entre différentes variables, sans précautions préalables au sujet de la stationnarité ou même l'existence d'une relation de cointégration entre ces dernières. Pour ce faire, l'estimateur est conçu sur l'hypothèse que la constante du modèle, de même que les coefficients de court terme et les variances des erreurs, peuvent différer selon les individus, les coefficients de long terme étant cependant contraints d'être identiques²¹.

Formellement, on considère le modèle $ARDL(p, q, q, q, \dots, q)$ ²² suivant :

$$y_{it} = \sum_{j=1}^p \lambda_{ij} y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \delta'_{ij} X_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

$$i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T$$

où X_{it} est une matrice de variables explicatives de format $(k \times 1)$; μ représente les effets fixes individuels; les λ_{ij} sont des coefficients affectés aux variables dépendantes individuelles retardées ($y_{i,t-j}$), et δ'_{ij} est une matrice de scalaires de format $(1 \times k)$. L'équation 14 peut être reformulée afin d'obtenir une représentation à correction d'erreurs qui se révèle plus avantageuse²³. En empilant toutes les observations par individu « i », l'équation 14 est équivalente à l'équation 15 suivante :

$$\Delta \mathbf{y}_i = \phi_i \mathbf{y}_{i,-1} + \mathbf{X}_i \boldsymbol{\beta}_i + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij}^* \Delta \mathbf{y}_{i,-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \Delta \mathbf{X}_{i,-j} \delta_{ij}^* + \mu_i \boldsymbol{\tau} + \boldsymbol{\varepsilon}_{it} \quad (15)$$

où $\mathbf{y}_i = (y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{iT})'$ est une matrice de format $(T \times 1)$, $\mathbf{X}_i = (X_{i1}, \dots, X_{iT})'$ une matrice de format $(T \times k)$, et $\boldsymbol{\tau} = (1, 1, 1, \dots, 1)'$ est une matrice de format $(T \times 1)$.

La différence fondamentale avec les estimateurs alternatifs sus-indiqués réside dans la technique d'estimation de la relation de long terme entre les variables considérées.

Les moindres Carrés Dynamiques (DOLS). Alors que la méthode du PMG impose l'égalité stricte des coefficients de long terme individuels, celle des MCO dynamiques propose d'inclure en plus des variables explicatives²⁴, les valeurs avancées et/ou retardées de ces dernières (en différences premières), dans le but d'éliminer les nuisances liées à l'endogénéité et à la corrélation interindividuelle.

Formellement, on considère un modèle à effets fixes dont la représentation triangulaire est donnée par les équations 16 et 17 :

faible T. Des estimateurs classiques peuvent ainsi être employés (effets fixes dynamiques, GMM etc.). Le dernier cas concerne les panels constitués à la fois d'un grand N et d'un grand T.

21. Notamment en raison de l'absence d'arbitrage ou encore du rattrapage technologique à long terme.

22. Auto Regressive Distributed Lags

23. Pour cela, il suffit d'employer la transformation de Bewley.

24. Celles-ci doivent nécessairement être du même ordre d'intégration. Autrement dit, elles ne sont pas tenues d'être stationnaires.

$$y_{1it} = \alpha_i + \gamma' x_{it} + \mu_{it} \quad (16)$$

$$\Delta x_{it} = \nu_{it} \quad (17)$$

où $(y_{it}, x'_{it})' = \mathbf{Y}_{it}$ est un vecteur de dimension $(k+1)$. Si l'on suppose que les μ_{it} sont corrélés avec au moins p_i retards ou avances de ν_{it} , alors un moyen d'éliminer une telle nuisance consiste à effectuer la projection suivante :

$$\mu_{it} = \sum_{j=-p_t}^{p_t} \varphi'_{i,j} \nu_{i,t-j} + \eta_{it} = \sum_{j=-p_t}^{p_t} \varphi'_{i,j} \Delta x_{i,t-j} + \eta_{it} \quad (18)$$

où φ'_{ij} représente le vecteur $(k+1)$ de coefficients projetés. En introduisant cette dernière relation dans la relation 16, elle devient :

$$y_{1it} = \alpha_i + \gamma' x_{it} + \sum_{j=-p_t}^{p_t} \varphi'_{i,j} \Delta x_{i,t-j} + \eta_{it} \quad (19)$$

Au final, l'estimation du vecteur de coefficients $\beta = (\gamma', \varphi_1, \dots, \varphi_N)$ s'effectue par les MCO. Cet estimateur est efficace et converge asymptotiquement vers une loi normale, de même que l'estimateur du maximum de vraisemblance (MLE). Comme on peut s'en apercevoir, la correction des MCO obtenue par cette technique est sensible aux nombres de décalages introduits dans la spécification. C'est pourquoi il est courant dans la pratique de recourir à une correction alternative de l'estimateur des MCO en panel.

Les moindres carrés complètement modifiés (FMOLS). De même que précédemment, l'estimateur des MCO complètement modifiés (FMOLS) permet de corriger le biais asymptotique des MCO²⁵ et le problème de corrélation de long terme, en transformant la variable dépendante et le terme d'erreur à l'aide d'une matrice de variance-covariance adéquate. Le point de départ est la définition d'un vecteur d'innovations $w_{it} = (\mu_{it}, \nu'_{it})'$ qui respecte la condition des erreurs de Philips (1995, p.1030). De cette manière, on définit la matrice Ω des variances covariances de long terme associées aux équations 16 et 17, donnée par :

$$\Omega = \sum_{j=-\infty}^{\infty} E(w_{ij} w'_{i0}) = \begin{bmatrix} \Omega_{\mu} & \Omega_{\mu\nu} \\ \Omega_{\nu\mu} & \Omega_{\nu} \end{bmatrix} \quad (20)$$

Ainsi, pour corriger l'estimateur des MCO, on définit les nouvelles variables suivantes :

25. Le lecteur intéressé pourra consulter Kao et Chiang (2000, p. 6) pour une expression formelle de ce biais asymptotique.

$$\begin{cases} \mu_{it}^+ = \mu_{it} - \Omega_{\nu\mu}\Omega_{\nu}^{-1}\nu_{it} \\ \hat{\mu}_{it}^+ = \mu_{it} - \hat{\Omega}_{\nu\mu}\hat{\Omega}_{\nu}^{-1}\nu_{it} \\ \hat{y}_{it}^+ = y_{it} - \hat{\Omega}_{\nu\mu}\hat{\Omega}_{\nu}^{-1}\nu_{it} \end{cases} \quad (21)$$

où le signe « $\hat{\cdot}$ » indique l'estimateur efficace de la variable considérée. Par suite, la correction de l'équation 16 est donnée par la relation suivante :

$$\hat{y}_{it}^+ = \alpha_i + \gamma' x_{it} + \mu_{it} - \hat{\Omega}_{\nu\mu}\hat{\Omega}_{\nu}^{-1}\nu_{it} \quad (22)$$

Contrairement au cas de la méthode du PMG, les estimations basées sur les deux estimateurs alternatifs doivent nécessairement être précédées par la démarche conventionnelle qui consiste à vérifier la présence de racines unitaires et l'existence d'une relation de cointégration entre les variables.

Les tests de racine unitaire et de cointégration. Nous procédons aux tests de racine unitaire de 1^{re} génération (Maddala et Wu, 1999 ; Im, Pesaran et Shin, 2003), et 2^e génération (Pesaran, 2007), ainsi qu'à deux tests de 3^e génération (Clemente et al., 1998 ; Lee et Strazicich, 2003) afin de prendre en compte la présence de ruptures structurelles. De plus, nous procédons aux tests de cointégration : de 1^{ère} génération (Pedroni, 1999), de 2^e génération (Westerlund, 2007), et de 3^e génération (Gregory et Hansen, 1996) qui permet de vérifier l'hypothèse d'une relation de long terme entre les variables, présence d'une ou plusieurs ruptures structurelles.

La mise en pratique. Ces précautions préalables nous permettent de procéder à toutes les estimations du taux de change d'équilibre. Les données proviennent des bases de données de la Banque Mondiale et du FMI (voir tableau I en annexes). Compte tenu de la faible disponibilité, nous retenons des proxys pour certaines variables. En particulier, nous ne pouvons distinguer les dépenses du gouvernement en biens échangeables, des dépenses de ce dernier en biens non échangeables. Par conséquent, nous considérons uniquement la variable « dépenses du gouvernement », mesurée en proportion du PIB. Ainsi, son effet sur le taux de change interne devient inconnu a priori. La variable $[z + r \cdot f]$ que nous renommons « Trans », est obtenue par la différence entre le solde courant et le solde commercial à chaque période²⁶. En outre, nous retenons comme indicateur de la politique commerciale, le taux d'ouverture de l'économie mesuré par le rapport du total des exportations et des importations sur le PIB. Les termes de l'échange externes considérés sont ceux des économies avancées²⁷ et les termes de l'échange d'équilibre sont obtenus au moyen d'un filtre Hodrick-Prescott. Quant à l'indicateur de productivité, il est approximé par le rapport du PIB réel par tête d'un pays sur celui des pays de l'OCDE. Cette mesure de la productivité est similaire à celle employée par Baffes et al., (1999) pour le cas de la Côte-d'Ivoire et du Burkina-Faso. Il faut cependant rappeler que compte tenu des difficultés liées à la mesure de cet indicateur, il est courant dans la littérature de considérer le PIB par tête des États-Unis comme une mesure approximative de la productivité du reste du monde (Coudert, 1999), mais cette méthode nous semble limitée en raison du fait qu'elle ne tient véritablement pas en compte l'importance de différents partenaires dans les relations commerciales d'un pays.

26. Conformément à l'approche de l'équilibre des stocks, cette variable est supposée être équivalente au solde commercial à l'équilibre de moyen terme, le solde courant étant nul par hypothèse à cet horizon.

27. Il convient de préciser qu'il s'agit là d'un choix par défaut, imposé par la disponibilité des données dans les différentes bases de données utilisées.

Les variables ainsi obtenues nous permettent de procéder aux estimations du NATREX (équation 4) et du BEER (équation 13) pour un échantillon de 17 pays d’Afrique subsaharienne, pour la période allant de 1980 à 2011. L’échantillon retenu a été conditionné par l’inexistence des données requises pour certains pays et sur une période plus récente. Notons également que toutes les variables considérées sont exprimées en logarithmes à l’exception de la position extérieure nette qui est exprimée en proportion du PIB.

Les résultats issus de ces estimations sont exposés ci-après. Pour le calcul des mésalignements, les pays sont regroupés selon le régime de change (voir tableau 8 en annexes). Cette classification est différente de la classification officielle du FMI qui distingue huit types de régimes de change, regroupés eux-mêmes en régimes de changes : fixes, intermédiaires et flottants. Nous retenons ici : les pays de la Zone Franc (régime de change fixe), les pays de l’aire monétaire commune (régime de change fixe sans monnaie officielle distincte) et les pays à régimes de change indépendant (régime de change flottant). D’une part, ce choix nous permet d’avoir le plus grand nombre de pays possibles eu égard à la disponibilité des données, et de couvrir les deux principaux types de régimes de change selon les tendances récentes de la pratique en la matière. D’autre part, il nous permet de focaliser sur le cas particulier de la Zone Franc et d’enrichir le débat sur la solution de régionalisation monétaire en ce qui concerne les pays en développement. En outre, il convient de préciser que le regroupement que nous avons effectué n’est pas fortuit. Il est inspiré de la classification « brute » de Reinhart et Rogoff (2004).

À partir des taux de change estimés par les approches NATREX et BEER, nous évaluons les mésalignements en pourcentage ($\%mis$) à partir de la formule suivante :

$$\%mis = \frac{TCER - \overline{TCER}}{TCER} \times 100 \quad (23)$$

Avec $TCER$ le taux de change effectif réel et \overline{TCER} le taux de change réel d’équilibre.

3.2 Résultats comparés et analyse de robustesse

Nous présentons *d’abord* les résultats issus de la détermination du taux de change d’équilibre, par approche retenue (NATREX et BEER), et par estimateur (PMG, DOLS et FMOLS ; voir tableaux 1 et 2). Les résultats des tests de racine unitaire sont présentés en annexes (tableaux 9, 10 et 13). Les deux premières générations montrent que les variables considérées sont toutes intégrées d’ordre 1, à l’exception de la variable NFA. Toutefois, la prise en compte de ruptures structurelles à travers les tests de 3^e génération (individuel et en panel) permet de lever le doute sur l’ordre d’intégration de chacune des variables. Les tests de cointégration quant à eux (tableaux 11 et 12 en annexes) illustrent la nécessité qu’il y a à prendre en compte les ruptures structurelles. En effet, les deux premières générations de test échouent à prouver l’existence d’une relation de long terme, tandis que le test de troisième génération appliqué pour différentes combinaisons de variables, prouve bien qu’il y en a au moins une.

Ensuite, pour justifier de la pertinence de l’estimateur PMG et de nos spécifications, nous effectuons un test du ratio de vraisemblance qui prouve la validité du modèle et nous choisissons la meilleure des spécifications possibles grâce aux critères d’information AIC et BIC. Enfin, nous calculons, pour chaque pays, le pourcentage de mésalignement ($\%mis$) à partir de la formule présentée précédemment.

3.2.1 Résultats généraux

Concernant la détermination du taux de change réel d'équilibre (TCRE), les résultats obtenus pour les deux approches (NATREX et BEER) montrent qu'un taux d'ouverture de l'économie croissant génère une dépréciation du TCRE, comme chez Dufrenot et Yehoue, (2005), avec toutefois une différence d'amplitude sensible en ce qui concerne le modèle NATREX²⁸

L'existence d'un effet de type Balassa-Samuelson est aussi confortée par notre analyse : une amélioration de la productivité dans le secteur exposé conduit à une appréciation du TCRE. Cette appréciation²⁹, est cependant plus importante avec le modèle NATREX (0,16%), qu'avec le modèle BEER (0,035%).

L'effet des dépenses publiques sur le TCRE est quant à lui négatif, quelle que soit l'approche retenue. En d'autres termes, l'accroissement des dépenses publiques entraîne la dépréciation du TCRE. Ce résultat va à l'encontre de la conclusion la plus répandue dans la littérature, à savoir qu'une augmentation des dépenses publiques entraîne une appréciation du TCRE, sous l'hypothèse que celles-ci sont majoritairement dirigées vers le secteur des biens non échangeables (Mongardini et Rayner, 2009). La divergence constatée pourrait provenir de la remise en cause de cette hypothèse pour les pays étudiés. En effet pour ces derniers, l'augmentation effective de la dépense publique ne se traduit pas nécessairement par des variations en termes d'offre et de demande de biens non échangeables, dans la mesure où cette dépense est en majorité orientée vers la consommation. A ce titre, et au regard des rapports des organismes comme Transparency International sur le niveau de la corruption dans les pays étudiés, il est possible qu'une partie de cette dépense soit captée par une classe privilégiée dont la consommation est orientée vers les produits de luxe et de haute technologie³⁰.

En outre, conformément aux attentes théoriques, l'accroissement de l'écart entre le compte courant et la balance commerciale (accroissement de la variable Trans), entraîne une appréciation du TCRE. L'amélioration des termes de l'échange, aussi bien externes que nationaux, entraîne une appréciation réelle, ce qui suggère qu'il y aurait une supériorité de l'effet de dépense dans l'ensemble des pays étudiés. Une telle conclusion a déjà été confirmée par les travaux de Bouoiyour et al. (2004), ou encore Coudert et al. (2012). De même, l'effet de la position extérieure nette est négatif contrairement à nos attentes théoriques et aux résultats obtenus par Aydin (2010) ou encore Elbadawi, et al. (2012)³¹. Précisément, notre résultat montre que la hausse de 1% de la position extérieure nette (creusement du déficit pour les pays débiteurs) génère 0.005% de dépréciation réelle de la monnaie locale. Une explication plausible à ce résultat semble provenir de la préférence nationale pour les biens échangeables étrangers. En effet, si cette préférence est avérée, un transfert en direction du pays domestique génère un effet de richesse qui accroît la demande de biens échangeables étrangers et déprécie la monnaie nationale. Cependant, en ce qui concerne les termes de l'échange externes, il importe de préciser qu'il existe un doute sur l'interprétation des effets de cette variable, en raison de l'incertitude qui existe au sujet du sens de la causalité avec le TCRE.

28. Dufrenot et Yehoue, (2005) observent 0,2% de dépréciation contre 0,81% pour notre modèle NATREX.

29. Voir entre autres : Chinn (1999), Coudert (1999) et Elbadawi et al. (2012).

30. Selon l'agence Transparency International, dans les pays en développement, la dépense publique fait l'objet de détournements massifs à des fins d'enrichissement personnel. C'est ce que montre notamment, à travers les indices de perception de la corruption (IPC) des années 2013 et 2014 (le classement est consultable à l'adresse : www.transparency.org/cpi).

31. Pour information, chez Elbadawi et al. (2012), la valeur du coefficient considéré est de 0.0037.

Tableau 1 – Estimation du taux de change d'équilibre (approche de type NATREX)^a

Pooled Mean Group (PMG)	
ARDL (1,1,2,3,2,1)	
<i>Taux d'ouverture de l'économie</i>	-0.81*** (-7.46)
<i>Termes de l'échange externes</i>	1.04*** (7.84)
<i>Productivité</i>	0.16*** (3.33)
<i>Dépenses du gouvernement</i>	-0.53*** (-3.66)
<i>Trans</i>	0.02** (2.16)
<i>Coefficient d'ajustement</i>	-0.11*** (-2.69)

^a **Source** : construction des auteurs. *, ** et *** indiquent respectivement la significativité à 10%, 5% et 1%.

Tableau 2 – Estimations du taux de change d'équilibre \overline{TCER} (approche BEER)^a

Variabes	Estimateurs			
	Pooled Mean Group (PMG) ARDL (1,1,2,1,1,1,1,1)	Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS)	Fully Modified Least Squares (FMOLS)	Modified Ordinary Squares
<i>Productivité</i>	0.28*** (4.55)	0.035** (2.23)	0.044* (1.83)	-0.023*** (-3.10)
<i>Position extérieure nette</i>	-0.005** (-1.96)	-0.003* (-1.73)	0.106* (1.85)	-0.100** (-2.48)
<i>Termes de l'échange</i>	0.26*** (3.46)	0.145*** (4.34)	0.019 (0.65)	-0.478* (-1.77)
<i>Taux d'ouverture de l'économie</i>	-0.15** (-2.19)	-0.130*** (-4.88)	4.696*** (20.18)	4.782*** (12.51)
<i>Dépenses du gouvernement</i>	-0.24** (-2.31)	0.019 (0.65)	4.876*** (20.13)	5.043*** (12.72)
<i>Reg1 (régime fixe)</i>	5.58*** (11.26)	4.696*** (20.18)	4.782*** (12.51)	4.782*** (12.51)
<i>Reg2 (régime flottant)</i>	5.99*** (11.65)	4.876*** (20.13)	5.043*** (12.72)	5.043*** (12.72)
<i>Coefficient d'ajustement</i>	-0.11** (-2.00)	— — —	— — —	— — —

^a **Source** : construction de l'auteur. *, ** et *** indiquent respectivement la significativité à 10%, 5% et 1%.

Bien que les résultats obtenus par les estimateurs DOLS et FMOLS confirment globalement ceux de l'estimateur PMG, il convient de juger de la validité de ce dernier. Pour ce faire, nous testons l'hypothèse d'égalité des coefficients à long terme (tableau 3). De plus, nous validons le choix du nombre de retards optimal pour chaque variable à l'aide des critères d'information AIC et BIC. Ce choix porte sur plusieurs spécifications significatives, ce qui permet de ne retenir que celles qui minimisent les valeurs de ces critères (tableau 4).

Tableau 3 – Test LR de validité du modèle PMG^a

Hypothèse nulle : Égalité des coefficients à long terme	Statistique de test	Probabilité
	Chi2 (75)	<i>-224.02</i>
		<i>1.00</i>

^a **Source** : Estimation des auteurs

Tableau 4 – Sélection de la meilleure spécification PMG^a

Critère d'information	Spécifications significatives du modèle NATREX		
	<i>ARDL (1, 1, 2, 3, 2, 1)</i>	<i>ARDL (1, 1, 2, 3, 2, 1)</i>	<i>ARDL (1, 1, 2, 3, 4, 1)</i>
<i>AIC</i>	-404.61*	-378.92	-393.51
<i>BIC</i>	-362.56*	-366.83	-351.88

	Spécifications significatives du modèle BEER		
	<i>ARDL (1,1,2,1,1,1,1,1)</i>	<i>ARDL (1,3,3,1,1,1)</i>	<i>ARDL (1,1,1,1,3,1,1)</i>
<i>AIC</i>	-986.7505*	-679.807	-901.1081
<i>BIC</i>	-933.771*	-642.6848	-855.6886

^a **Source** : Estimation des auteurs. * indique la valeur la plus faible des critères retenus.

3.3 Analyse des mésalignements du taux de change

S'agissant des mésalignements proprement dits, les valeurs moyennes des différents pays en fonction de leur régime de change sont consignées dans le tableau 5. En guise d'illustration, les différents taux de change d'équilibre estimés sont représentés en fonction des régimes de change dans les graphiques 1 et 2. On peut ainsi observer qu'il n'y a pas une logique d'évolution des mésalignements en fonction des régimes de change des différents pays étudiés. En d'autres termes, les surévaluations et sous-évaluations des taux de change sont autant présents dans les pays à régimes de change fixe que dans les pays à régime de change flottant.

On observe cependant que le pourcentage moyen de mésalignement est plus élevé avec le modèle NATREX, mais les différentes valeurs moyennes n'autorisent aucune conclusion intuitive sur l'efficacité d'un régime de change particulier. C'est la raison pour laquelle nous procédons au test de comparaison des moyennes (tableau 6), lequel ne laisse pas apparaître une différence significative dans le pourcentage moyen de mésalignements, entre les pays appartenant à une zone monétaire (changes fixes) et ceux à régimes de changes flottants. Ce résultat est similaire à celui de Dubas (2009) pour le cas des économies développées. Ce dernier montre en effet que pour les pays considérés, le choix d'un régime de change importe peu pour limiter les mésalignements. Toutefois, un autre argument peut être la situation de price taker des pays africains combinée à une structure productive peu diversifiée. En effet ces pays sont principalement producteurs des matières premières dont les prix sont libellés en devises et fixés sur les marchés internationaux. Cette caractéristique commune peut justifier les similitudes observées au niveau du mésalignement des pays regroupés au sein d'une union monétaire et ceux qui ne le sont pas.

Tableau 5 – Pourcentage moyen de mésalignements par pays^a

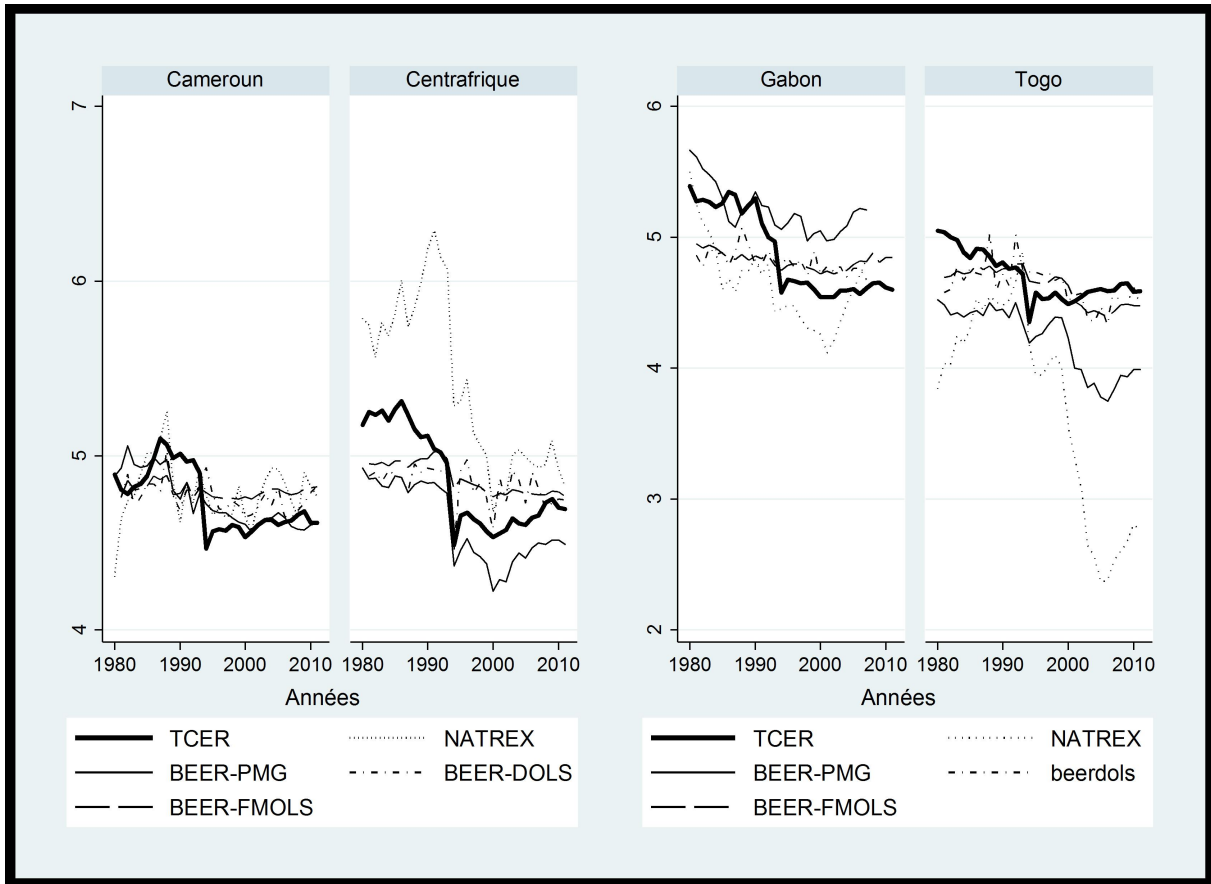
Pays	Pourcentage moyen de mésalignement			
	Pays de la Zone Franc	NATREX	BEER	
PMG			DOLS	FMOLS
Cameroun	-0.38	-0.015	-0.557	-1.271
Centrafrique	-12.24	5.51	0.491	-0.413
Gabon	6.72	-5.67	-2.603	-2.890
Guinée-Équatoriale	87.38	-1.66	-2.901	-1.851
Côte-d'Ivoire	2.08	-3.07	1.624	0.823
Togo	26.25	11.54	1.187	1.349
Pays de l'Aire Monétaire Commune				
Afrique du Sud	2.53	-6.24	-2.692	-2.908
Lesotho	12.34	24.06	4.789	4.390
Pays à régime de change indépendant				
Burundi	0.64	5.58	-0.691	-0.479
R.D Congo	—	14.04	8.495	9.268
Gambie	21.32	4.69	2.903	4.260
Ghana	12.29	3.91	3.475	4.773
Malawi	21.36	8.07	1.244	2.324
Sierra Leone	—	1.48	-2.032	-2.135
Ouganda	-3.06	1.28	-1.655	-0.685
Zambie	8.54	-9.43	-9.150	-8.615

^a Estimation des auteurs

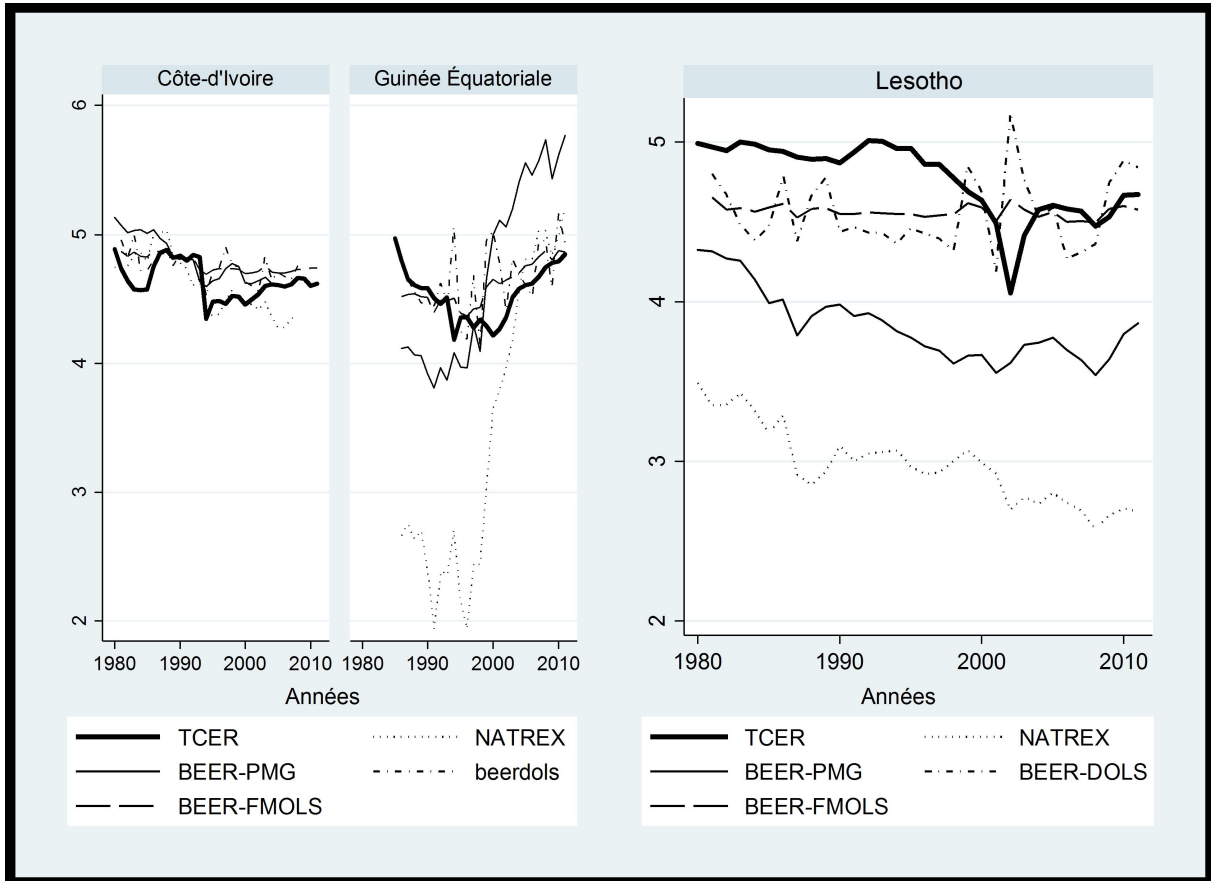
Tableau 6 – Test de comparaison des moyennes^a

	NATREX		BEER					
	Moyenne	Écart-type	Moyenne			Écart-type		
			PMG	DOLS	FMOLS	PMG	DOLS	FMOLS
Pays à régime de change fixe (Fixe)	10.72	1.72	3.39	0.401	0.532	11.41	5.78	6.43
Pays à régime de change indépendant (Flexible)	10.87	1.26	3.32	0.055	0.887	10.72	10.74	11.01
Hypothèse alternative :			Probabilité					
Différence de moyenne		Probabilité	PMG	DOLS	FMOLS			
Flexible - Fixe < 0		0.53	0.472	0.659	0.339			
Flexible - Fixe ≠ 0		0.94	0.944	0.681	0.678			
Flexible - Fixe > 0		0.47	0.528	0.341	0.661			

^a Source : Construction des auteurs.

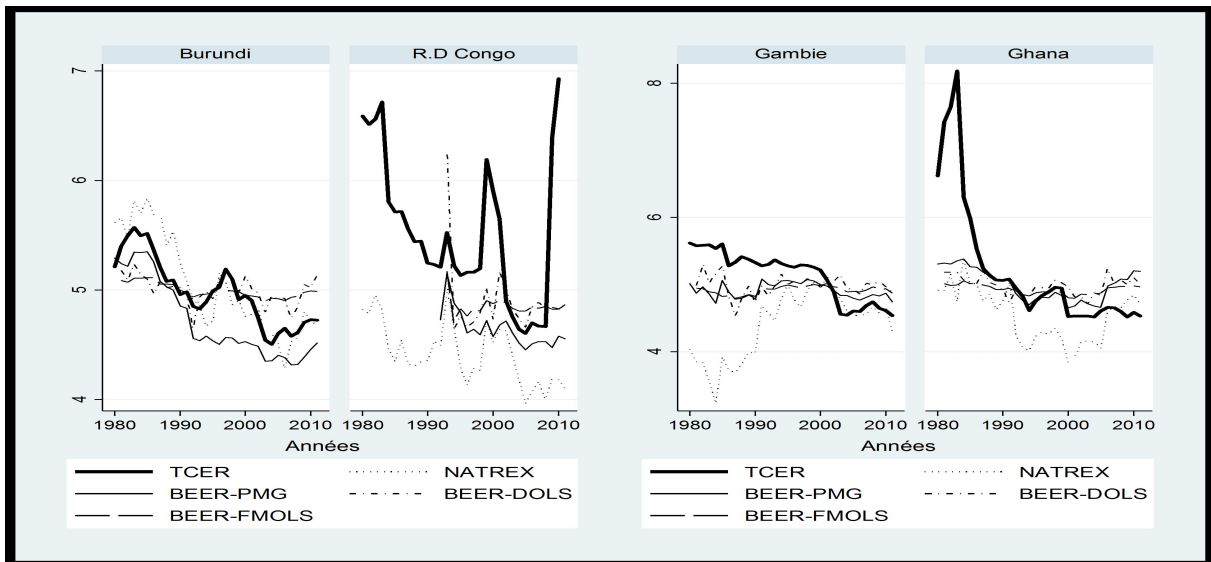


(a)

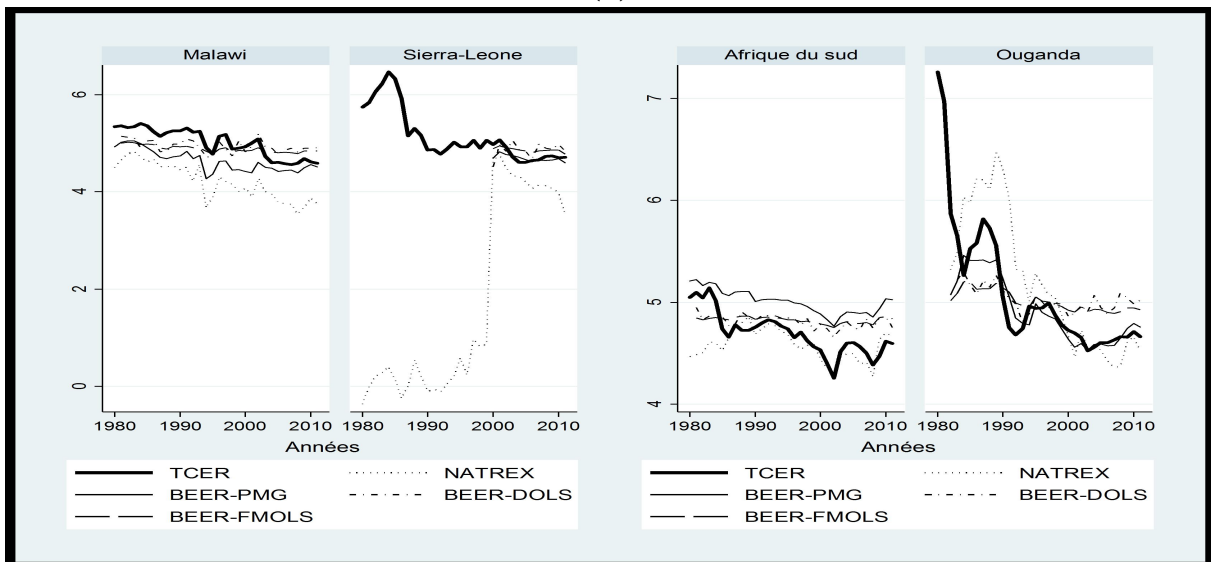


(b)

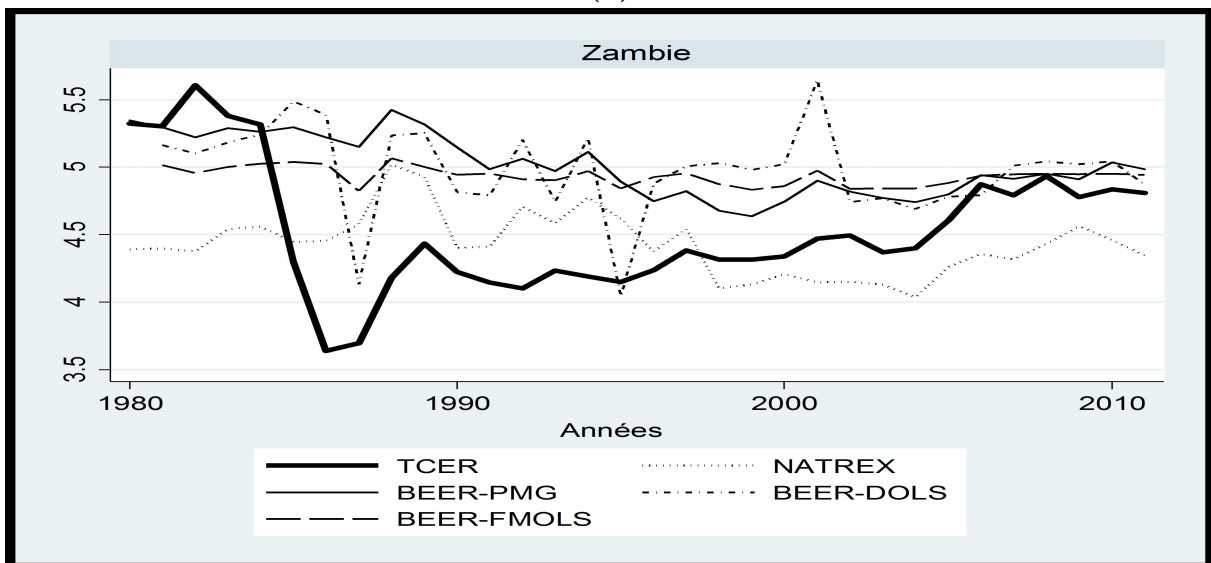
Graphique 1 – Taux de change d'équilibre (régime de change fixe)



(a)



(b)



(c)

Graphique 2 – Taux de change d'équilibre (régime de change flexible)

Conclusion

L'objectif de cette étude était de vérifier si le régime de change constitue un facteur de limitation des mésalignements, à partir du cas des pays d'Afrique subsaharienne. Il apparaît que les mésalignements sont indépendants du régime de change en vigueur dans les pays concernés. En d'autres termes, il n'existe pas de régime de change qui permette de les limiter durablement. Une telle conclusion représente, à notre sens, un élément supplémentaire d'analyse dans le débat portant sur le devenir des pays membres de la Zone Franc. Ceux-ci ont en effet été préoccupés par le phénomène d'appréciation de l'euro, supposé préjudiciable à leurs économies en termes de compétitivité prix (court terme), et qui a conduit certains économistes à envisager la solution de sortie de l'union monétaire pour migrer vers un régime de change flottant. Notre résultat montre alors que cette solution n'est pas fondée, ceci d'autant que des travaux antérieurs ont montré pour le cas de la Zone Euro que les évolutions de l'euro ne sont pas à l'origine des mésalignements observés dans la zone (Gnimassoun, 2014). Et même si l'arrimage à un panier de monnaies peut sembler être une alternative non négligeable pour la Zone Franc, cette solution ne saurait résoudre les problèmes structurels qu'ont les pays africains.

La principale recommandation qui émane d'un tel travail vise à interpellier les autorités des pays de l'Afrique subsaharienne sur la nécessité de mettre davantage d'accent sur la compétitivité qualité (structurelle). Si les mésalignements n'affectent pas significativement les pays développés (Dubas, 2009), c'est sans doute parce que ces derniers utilisent davantage la compétitivité qualité dans leurs stratégies commerciales. Il s'agit en effet d'une compétitivité de long terme « hors-prix » qui représente la capacité d'une économie à être concurrente sur le plan international par des moyens autres que le prix. Il est question ici d'opérer une transformation structurelle des économies en mettant l'accent sur la diversification des structures productives, mais surtout sur la qualité des produits tout en insistant sur l'image et la réputation véhiculées sur les marchés. Un produit de bonne qualité, et vendu par une entité réputée pour son savoir-faire et son expérience, trouvera toujours des acheteurs potentiels quel que soit le régime de change et même en cas de surévaluation de la monnaie.

Ce travail éclaire également le débat sur la Zone Franc et son choix du régime de change fixe car les pertes ou gains de compétitivité induits par les mésalignements ne dépendent pas du régime de change choisi mais davantage des caractéristiques intrinsèques et structurelles des pays. Contrairement aux pays asiatiques (Malaisie, Philippines, Indonésie, Corée du sud) qui ont subi de plein fouet la crise de la fin des années 90 en partie à cause de leur régime de change fixe et des mésalignements de leurs taux de change, la particularité du régime de change des pays de la Zone Franc réside au niveau des accords monétaires internationaux qu'ils ont signés et qui donnent une marge de manœuvre à la banque centrale. Cette particularité représente un atout pour les pays de la Zone Franc qu'ils se doivent de conserver tant que leurs structures économiques et financières ne seront pas suffisamment diversifiées et développées pour faire face à une réelle concurrence internationale.

Références

- [1] Aydin, B. (2010); « Exchange Rate Assessment for Sub-Saharan Economies. » : *IMF Working Paper N°10/162*, International Monetary Fund
- [2] Baffes, J., Elbadawi, I. A. & O’Connell, S. D. (1999); « Single-Equation Estimation of the Equilibrium Real Exchange Rate. » : Dans Hinkle, L. & Montiel, P. (Rédacteurs) *Exchange rate misalignment Concepts and Measurement.*, The World Bank, Washington D.C.
- [3] Bouoiyour, J., Marimoutou, V. & Rey, S. (2004); « Taux de change réel d’équilibre et politique de change au Maroc ? : une approche non paramétrique. » : *Economie Internationale*, **97**, p. 81–104
- [4] Béreau, S., Villaviciencio, A. & Mignon, V. (2010); « Nonlinear adjustment of the real exchange rate towards its equilibrium value : A panel smooth transition error correction modelling. » : *Economic Modelling*, **27**(1), p. 404–416
- [5] Chinn, M. D. (1999); « Productivity, Government Spending and the Real Exchange Rate : Evidence for OECD Countries. » : Dans Mac Donald, R. & Stein, J. (Rédacteurs) *Equilibrium Exchange Rates*, (p. 163–190), Springer Netherlands
- [6] Clark, P. B. & Mac Donald, R. (1998); « Exchange Rates and Economic Fundamentals : A Methodological Comparison of BEERs and FEERs » : *SSRN Scholarly Paper N°ID 882342*, Social Science Research Network, Rochester, NY
- [7] Clemente, J., Montanes, A. & Reyes, M. (1998); « Testing for a unit root in variables with a double change in the mean » : *Economics Letters*, **59**(2), p. 175–182
- [8] Coudert, V. (1999); « Comment définir un taux de change d’équilibre pour les pays émergents ? » : *Economie Internationale*, **77**, p. 45–66
- [9] Coudert, V. & Couharde, C. (2009); « Currency Misalignments and Exchange Rate Regimes in Emerging and Developing Countries » : *Review of International Economics*, **17**(1), p. 121–136
- [10] Couharde, C., Coulibaly, I. & Damette, O. (2012); « La dynamique d’ajustement des taux de change réels dans la Zone Franc CFA » : *Revue Economique*, **63**(3), p. 545–555
- [11] Dubas, J. (2009); « The importance of exchange rate regime in limiting misalignment » : *World Development*, **37**(10), p. 1612–1622
- [12] Dufrénot, G. & Yehoue, E. B. (2005); « Real Exchange Rate Misalignment : A Panel Co-Integration and Common Factor Analysis » : *SSRN Scholarly Paper N°ID 888033*, Social Science Research Network, Rochester, NY
- [13] Edwards, S. (1989); *Real exchange rates, devaluation, and adjustment : exchange rate policy in developing countries* : The MIT Press, Cambridge Mass and London
- [14] Elbadawi, I. A., Kaltani, L. & Soto, R. (2012); « Aid, Real Exchange Rate Misalignment, and Economic Growth in Sub-Saharan Africa. » : *World Development*, **40**(4), p. 681–700
- [15] Gnimassoun, B. (2014); « Mésalignements du Franc CFA et influence de la monnaie ancre. » : *Economie & Prévision*, **200-201**(2), p. 91–119
- [16] Goldfajn, I. & Valdes, R. (1999); « The aftermath of appreciations. » : *Quarterly Journal of Economics*, (114), p. 229–262

- [17] Gregory, A. W. & Hansen, B. E. (1996) ; « Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. » : *Journal of Econometrics*, **70**(1), p. 99–126
- [18] Hinkle, L. & Montiel, P. (1999) ; *Exchange Rate Misalignment : Concepts and Measurement for Developing Countries.* : Oxford University Press
- [19] Im, K. S., Pesaran, M. H. & Shin, Y. (2003) ; « Testing for unit roots in heterogeneous panels. » : *Journal of Econometrics*, **115**(1), p. 53–74
- [20] Kao, C. & Chiang, M. H. (2000) ; « On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data. » : Dans Baltagi, B. (Rédacteur) *Advances in Econometrics : Non stationary Panels, Panel Cointegration and Dynamic Panels.*, tome 15, (p. 179–222), Elsevier Science, Amsterdam
- [21] Khan, M. S. & Lizondo, J. S. (1987) ; « Devaluation, Fiscal Deficits, and the Real Exchange Rate. » : *World Bank Economic Review*, **1**(2), p. pp. 357–374
- [22] Lee, J. & Strazicich, M. C. (2003) ; « Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks. » : *The Review of Economics and Statistics*, **85**(4), p. 1082–1089
- [23] Lim, G. & Stein, J. (1995) ; « The dynamics of the real exchange rate and the current account in a small open economy : Australia. » : Dans Stein, J. & Mac Donald, R. (Rédacteurs) *Equilibrium Exchange Rates*, Kluwer Academic Publishers, Massachussets
- [24] Maddala, G. & Wu, S. (1999) ; « A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test. » : *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **61**(S1), p. 631–652
- [25] Mongardini, J. & Rayner, B. (2009) ; « Grants, Remittances, and the Equilibrium Real Exchange Rate in Sub-Saharan African Countries. » : *International Monetary Fund Working Paper N°09/75*, International Monetary Fund
- [26] Ng, S. & Perron, P. (1997) ; « Estimation and inference in nearly unbalanced nearly cointegrated systems. » : *Journal of Econometrics*, **79**(1), p. 53–81
- [27] Obstfeld, M. & Rogoff, K. (1995) ; « Exchange Rate Dynamics Redux » : *Journal of Political Economy*, **103**(3), p. 624–660
- [28] Pedroni, P. (1999) ; « Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors. » : *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **61**, p. 653–670
- [29] Perron, P. (1989) ; « The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. » : *Econometrica*, **57**(6), p. 1361–1401
- [30] Pesaran, M. H. (2007) ; « A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. » : *Journal of Applied Econometrics*, **22**(2), p. 265–312
- [31] Pesaran, M. H., Shin, Y. & Smith, R. (1999) ; « Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels. » : *Journal of the American Statistical Association*, **94**(446), p. 621–634
- [32] Phillips, P. (1995) ; « Fully Modified Least Squares and Vector Autoregression. » : *Econometrica*, **63**(5), p. 1023–1078
- [33] Reinhart, C. (2004) ; « The Modern History of Exchange Rate Arrangements : A Reinterpretation. » : *The Quarterly Journal of Economics*, **119**(1), p. 1–48

- [34] Rodrik, D. (2008); « The Real Exchange Rate and Economic Growth » : *Brookings Paper on Economic Activity*, **39**(2), p. 365–439
- [35] Stein, J. & Allen, P. (1998); *Fundamental Determinants of Exchange Rates.* : Oxford University Press
- [36] Thibault, F., Couharde, C. & Borowski, D. (1998); « Les taux de change d'équilibre fondamentaux ? : de l'approche théorique à l'évaluation empirique. » : *Revue Française d'économie*, **13**(3), p. 177–206
- [37] Westerlund, J. (2007); « Testing for Error Correction in Panel Data. » : *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **69**(6), p. 709–748
- [38] Williamson, J. (1983); *The Exchange Rate System.* : The MIT Press, Washington D.C., Cambridge Massachussets

Annexes

Tableau 7 – Description des variables^a

Variables	Description
<i>Open</i>	Taux d'ouverture de l'économie
<i>Nfa</i>	Position extérieure nette
<i>Prod</i>	Indicateur de productivité, approximée par le ratio du PIB réel par tête d'un pays sur celui des pays de l'OCDE (Baffes et al. [1999])
<i>Gov</i>	Dépenses de consommation du gouvernement en proportion du PIB.
<i>Tot</i>	Termes de l'échange
<i>Trans</i>	Différence entre solde courant et solde commercial à chaque période.

^a **Source :** World Development Indicators 2014 (Banque Mondiale) ; International Financial Statistics 2012 (Fonds Monétaire International).

Tableau 8 – Regroupement des pays

Groupes	Noms des pays
Groupe de pays appartenant à un régime de change fixe	Cameroun, République Centrafricaine, Côte d'Ivoire, Gabon, Guinée Équatoriale, Lesotho, Togo
Groupe de pays à régime de change indépendant	Burundi, Congo, Gambie, Ghana, Malawi, Nigéria Sierra Leone, Ouganda, Zambie, Afrique du Sud

Tableau 9 – Tests de racine unitaire de 1^{re} génération^a

	Test de Maddala et Wu (1999)			Test de IPS (2003)		
	Variables en niveau					
	<i>Retards</i>	Sans trend	Avec trend	<i>Retards</i>	Sans trend	Avec trend
<i>TCER</i>	1	0.053	0.009**	1	0.048**	0.154
	2	0.147	0.453	2	0.105	0.432
<i>PROD</i>	1	0.089	1.000	1	0.029**	1.00
	2	0.042**	1.000	2	0.008**	1.00
<i>NFA</i>	1	0.160	0.028**	1	0.603	0.066
	2	0.958	0.296	2	0.789	0.068
<i>TOT</i>	1	0.480	0.885	1	0.694	0.825
	2	0.00**	0.010**	2	0.603	0.764
<i>OPEN</i>	1	0.171	0.008**	1	0.019**	0.012**
	2	0.441	0.012**	2	0.078	0.019
<i>GOV</i>	1	0.066	0.111	1	0.052	0.048**
	2	0.245	0.733	2	0.165	0.417
	Variables en différences premières					
	<i>Retards</i>	Sans trend	Avec trend	<i>Retards</i>	Sans trend	Avec trend
<i>D.TCR ; D.OPEN ; D.PROD ; D.GOV ; D.TOT ; D.NFA</i>	1, 2	0.00**	0.00**	1, 2	0.00**	0.00**

^a **NOTE :** Dans ce tableau, les valeurs indiquées représentent les p-values. ** indiquent qu'au seuil de 5%, on ne peut rejeter l'hypothèse alternative d'absence de racine unitaire.

Tableau 10 – Tests de racine unitaire de 2^e génération^a

Test CIPS de Pesaran (2007)			
Variables en niveau	<i>Retards</i>	Sans trend	Avec trend
<i>TCER</i>	1	0.016**	0.461
	2	0.117	0.810
<i>PROD</i>	1	0.000**	0.004**
	2	0.009**	0.339
<i>NFA</i>	1	0.070	0.593
	2	0.667	0.985
<i>TOT</i>	1	0.242	0.018**
	2	0.708	0.202
<i>OPEN</i>	1	0.001**	0.092
	2	0.032**	0.450
<i>GOV</i>	1	0.046**	0.021**
	2	0.526	0.823
Variables en différences premières	<i>Retards</i>	Sans trend	Avec trend
<i>D.TCR ; D.OPEN ; D.PROD ; D.GOV ; D.TOT</i>	1, 2	0.00**	0.00**
<i>D.NFA</i>	1, 2	0.00**	0.289

^a **NOTE :** Dans ce tableau, les valeurs indiquées représentent les p-values. ** indiquent qu'au seuil de 5%, on ne peut rejeter l'hypothèse alternative d'absence de racine unitaire

Tableau 11 – Tests de cointégration de 1^{re} et 2^e génération^a

Variable dépendante : TCER			Variables indépendantes : <i>PROD, NFA, TOT, OPEN, GOV</i>		
Test de Pedroni (1999)			Test de Westerlund (2007)		
Statistique de test	Panel	Group	Statistique de test	Coefficient	Probabilité robuste
ν	-1.311	—	G_t	-1.019	1.00
ρ	2.279	3.758	G_α	-3.177	1.00
t	-1.1	-0.886	P_t	0.551	1.00
adf	-0.412	0.697	P_a	0.374	1.00

^a **Note** : L'hypothèse nulle des deux tests est l'absence de cointégration pour l'ensemble de l'échantillon. Ainsi, et testent l'hypothèse alternative de cointégration pour au moins un individu, tandis que et testent la cointégration pour l'ensemble de l'échantillon. La probabilité robuste est obtenue par bootstrap pour tenir compte de la corrélation interindividuelle.

Tableau 12 – Test de cointégration avec rupture structurelle (Gregory et Hansen, 1996)

Variable dépendante : TCER		
Variabiles indépendantes	Statistique minimale de test	Date de rupture minimale
<i>PROD, NFA, TOT, OPEN</i>	-7.821	1984 (Nigéria)
<i>PROD, NFA, TOT, GOV</i>	-7.535	1991 (Ghana)
<i>PROD, NFA, TOT, TRANS</i>	-7.846	2005 (Ghana)
<i>PROD, OPEN, TOT, TRANS</i>	-7.631	1996 (Ghana)

Note : L'hypothèse nulle du test est l'absence de cointégration pour l'ensemble de l'échantillon. Pour effectuer le test, nous sélectionnons le nombre de retards optimal par la procédure dite « general-to-specific », puis nous effectuons l'estimation sur la base du modèle sans trend avec changement de régime (C/S). La statistique obtenue est à comparer aux seuils critiques de -6.920 et -6.410 respectivement à 1% et 5%.

Tableau 13 – Test de racine unitaire de 3^e génération^a

Test individuel de Clemente et al. 1998												
Variables en niveau	TCER		PROD		NFA		TOT		OPEN		GOV	
	t-statistique	Dates de rupture	t-statistique	Dates de rupture	t-statistique	Dates de rupture	t-statistique	Dates de rupture	t-statistique	Dates de rupture	t-statistique	Dates de rupture
Pays												
Cameroun	-0,878	1985, 1991	-5,007	1991,1996	-2,946	1987,2003	-6,079**	2001,2005	-4,422	2002	-3,375	2003
Centrafrique	-2,421	1991, 1995	-4,15	1991,1995	-2,545	1991,2	-6,07**	1995,1999	-1,749	1989,1991	-5,711**	1992,2004
Côte-d'Ivoire	-1,156	1986, 1991	-4,412	1985,1991	-5,162	1995,2003	-3,154	1990,2001	-4,337	2001	-4,888	1994
Côte-Équatoriale	-4,829	1991, 2003	-3,423	1998,2004	-3,611	1996,2003	-3,639	2000,2006	-3,408	1992	-5,431	1996,2001
Gabon	-6,837**	1991, 1995	-2,156	1988	-5,357	1986,2004	-4,154	1987,2007	-3,76	1985,199	-3,234	1990,2001
Togo	-5,048	1991	-4,522	1990	-5,03	1993,2001	-2,427	1998,2002	-2,18	1991,1995	-6,627**	1985,1995
Lesotho	-5,96**	1986, 1997	-1,792	1987,1995	-4,014	2003	-3,342	2005	-1,616	1997,2003	-2,703	1986
Lesotho	-1,274	1997, 2000	-1,231	2005	-4,968	1994	-6,965**	1985,2004	-5,275	1989	-0,747	1984, 1988
Burundi	-3,714	1987, 2000	-4,16	1989,1995	-4,217	1990,1999	-1,131	1986,1997	-5,436	2004	-5,493**	1989,2004
R.D Congo	-5,592**	1985	-3,031	1991,1996	-8,873**	1995,2006	-4,262	2000	-4,441	2003	-1,473	2005
Gambie	-5,114	1985, 2004	-3,16	2000	-0,404	1989	-0,957	1985	-4,19	1992,2003	-4,466	1982,1995
Ghana	-5,889**	1985, 1991	-3,19	1989,2007	-2,613	1992,2003	-3,589	1990,2003	-4,039	1998	-5,136	1988
Malawi	-6,85**	1991, 2002	-3,766	1985,1991	-4,023	1992	-4,357	1989,1999	-7,027	1988,2005	-1,637	—
Nigéria	-6,377**	1988	-3,035	1987,2003	-3,352	2000	-3,801	1985,2001	-4,229	1985,2001	—	—
Sierra Leone	-6,151**	1988	-1,543	1982,1987	-2,02	1984,1997	-3,195	2004	-5,572**	1994,2001	-3,586	1995
Ouganda	-4,673	1990	-4,367	1990	-4,136	1994,2	-0,68	1988,1999	-3,426	1987,1993	-3,606	1993
Zambie	-5,304	1982, 2003	-3,469	1991,2005	-4,721	1992	-2,274	1988	-4,453	1992,1995	-2,999	1991,2005

Test LM en panel de Lee et Strazicich (2003)

Variables	Nombre maximal de Retards	Coefficient de S(-1)	Statistique LM
TCER	6	-1.3075	-3.7237
D.NFA	0	-0.6557	-2.9911

a : Dans ce tableau, ** indiquent qu'il n'est pas possible de rejeter l'hypothèse alternative d'absence de racine unitaire avec changement structurel. Le test individuel est effectué à partir du modèle structure additive, avec kmax = 5. Ainsi, à un seuil de 5%, les statistiques calculées sont à comparer à la valeur tabulée correspondante, c'est-à-dire 5,490. Quant au test en panel, il est effectué à partir du modèle « C », avec la procédure dite : « General-to-specific » de Perron (1989) et de Perron (1997). La statistique calculée est donc à comparer à -5,823 ; -5,286 et -4,989 à 1%, 5% et 10% respectivement. Une plus grande précision pourrait être obtenue en considérant la localisation de la rupture, mais celle-ci ne modifie pas la conclusion du test.