

BEAC

Banque des Etats de
l'Afrique Centrale



BEAC Working Paper

- BWP N° 07/18 -

Mésalignements du taux de change réel dans la Zone Franc : la diversification des exportations importe-t-elle ?

NVUH NJOYA Youssouf

Docteur en sciences économiques
Université de Yaoundé 2
nnyjoya2001@yahoo.fr

MBOUTCHOUANG

Vincent de Paul Et
Docteur en sciences économiques
Université de Yaoundé 2
mb.vincentdepaul@gmail.com

BIKAI J. Landry

Docteur en sciences économiques
Direction des Etudes, de la
Recherche et des Statistiques
bikai@beac.int

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.

Mésalignements du taux de change réel dans la Zone Franc : la diversification des exportations importe-t-elle ?

NVUH NJOYA Youssouf*, MBOUTCHOUANG Vincent de Paul**, & BIKAI J. Landry***

Juillet 2018

Résumé

Cet article examine le rôle de la diversification des exportations sur les mésalignements du taux de change réel. Notre échantillon est constitué de 14 pays de la Zone FRANC sur la période 1995-2016. Après avoir estimé les mésalignements en utilisant les développements récents de l'économétrie des panels non stationnaires, nous expliquons leur ampleur et leur dynamique. Nos résultats révèlent que la diversification des exportations permet non seulement de réduire l'ampleur des mésalignements mais elle facilite également l'ajustement du taux de change vers sa dynamique de long terme.

Mots-clés : taux de change d'équilibre réel, pays de la Zone Franc, test de racine unitaire sur données de panel, test de cointégration sur données de panel.

Codes JEL : E31, F0, F31, C15.

Real exchange rate misalignments in the Franc Zone : does export diversification matter ?

Abstract

This paper investigates the role of export diversification on misalignments of the real exchange rate. We are using a sample of 14 countries of the CFA Zone over the period 1995-2016. After estimating the misalignments using recent developments in econometrics of non-stationary panels, we explain their magnitude and dynamics. Our results reveal that export diversification not only reduces the extent of misalignment but also facilitates the adjustment of the exchange rate to its long-term dynamics.

Keywords : real exchange rate, CFA Zone, panel unit root test, panel co-integration test.

JEL Classification : E31, F0, F31, C15.

*. Docteur en économie et Enseignant-Chercheur à l'Université de Yaoundé II-Soa.

**.. Docteur en économie et Enseignant-Chercheur à l'Université de Yaoundé II-Soa.

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

Les auteurs remercient les cadres de la BEAC pour leurs observations et commentaires, les éventuelles erreurs et omissions contenues dans cette étude sont du seul fait de ceux-ci.

Sommaire

Résumé non technique	3
Introduction	4
1 Le Cadre théorique	6
2 Méthodologie	9
2.1 Modèle empirique, Variables et Source de données	9
2.2 Technique d'estimation de la relation de long terme du taux de change et ses fondamentaux	11
2.3 Calcul des mésalignements et estimation du rôle de la diversification des exportations	12
2.4 La diversification des exportations limite-elle les mésalignements du Franc CFA ?	13
3 Résultats et interprétations	18
3.1 Tests de racine unitaire en panel	18
3.2 Tests de cointégration	18
3.3 L'estimation de la relation de long terme	19
3.4 Calcul des mésalignements et estimation de l'effet de la diversification des exportations sur les mésalignements	20
4 Analyse de la robustesse des résultats	22
Conclusion	23
Bibliographie	24
Annexe	29

Résumé non technique

La chute des cours des matières premières observée ces dernières années et principalement du pétrole qui s'est traduite par une érosion significative des réserves de change pour les pays exportateurs net, a suscité des doutes sur la capacité à maintenir le régime de change fixe dans les pays de la Communauté Economique et Monétaire de l'Afrique Centrale (CEMAC) sans procéder à un ajustement monétaire. Le débat sur la pertinence de la Zone Franc et notamment du régime de change fixe, met en lumière (i) la question du recours au taux de change comme instrument d'amélioration de la compétitivité prix, et (ii) les problèmes éventuels de surévaluation du taux de change effectif réel qui peuvent nuire aux performances des économies.

Concernant le dernier point, une étude de Gnimassoun (2017) montre que la concentration des exportations des pays de la Zone Franc aggrave l'impact négatif des mésalignements. En d'autres termes, le régime de change adopté par ces pays ne représente pas une contrainte forte pour l'explication des mésalignements observés. Une analyse similaire est menée par Cottet et al (2012) qui mettent en évidence une hétérogénéité des pays de la Zone Franc en termes de diversification des exportations.

La présente étude a pour objectif d'examiner, sur la base des développements récents de l'économétrie des panels non stationnaires, le rôle de la diversification des exportations à la fois sur l'ampleur et la persistance des mésalignements du taux de change réel pour les quatorze pays de la Zone Franc. Pour y parvenir, nous avons procédé en deux étapes : (i) identifier les fondamentaux du taux de change réel, et une fois le taux de change réel d'équilibre déterminé, (ii) analyser le lien entre le taux de change réel d'équilibre et la diversification des économies de la Zone.

Nos principaux résultats indiquent que deux principaux fondamentaux permettent d'expliquer le taux de change réel de long terme (utile pour le calcul des mésalignements), à savoir les termes de l'échange et l'aide publique au développement. En outre, nous trouvons qu'une augmentation de la diversification des exportations en Zone Franc conduit à une diminution de l'ampleur et de la persistance des mésalignements des taux de change réel en Zone Franc. En d'autres termes, la résolution des problèmes de mésalignement ne passent pas nécessairement par une modification de la politique de change mais par une diversification plus importante des économies. Nos résultats restent robustes au changement de la méthode d'estimation du panel retenu.

En termes de recommandations, les leviers (chaînes de valeur, innovations, diversification géographique, etc.) à même de renforcer la diversification des exportations en Zone Franc doivent être identifiés et mis en œuvre. Une diversification plus importante des économies permettra de renforcer la solidité de la Zone et capitaliser sur les avantages de l'union monétaire et du régime de change en vigueur.

Introduction

La récente chute des cours des matières premières et principalement du pétrole qui s' est traduite par une érosion significative des réserves de change pour les pays exportateurs net, a suscité des doutes sur la capacité de maintenir le régime de change fixe dans les pays de la Zone Franc sans procéder à un ajustement monétaire. Si le risque était beaucoup moins important pour les pays de l' UEMOA (Union Economique et Monétaire Ouest Africain) qui sont importateurs net de pétrole, ce risque était bien plus important pour les pays exportateurs net de pétrole de la CEMAC (Communauté Economique et Monétaire de l' Afrique Centrale). Toutefois, dans les deux cas de figure, la situation qui a prévalu depuis le troisième trimestre 2014 a entraîné une vague de protestation et d' animosité vis-à-vis de la Zone Franc et notamment de la pérennité d' une telle Zone monétaire.

Le débat sur la pertinence de la Zone Franc met en lumière la question du recours au taux de change comme instrument d' amélioration de la compétitivité (compétitivité prix). Une étude de la dynamique des taux de change réel dans la Zone Franc menée par Couharde et al (2012) montre une appréciation des taux de change effectif réel dans ces pays depuis le début des années 2000 avec comme résultante une probable exposition de ces pays à des mésalignements de leur taux de change. Cette tendance est confirmée par plusieurs travaux (Etta-Nkwelle et al., 2010 ; Gnimassoun, 2012).

Les mésalignements du taux de change correspondent à des déviations soutenues du taux de change réel observé par rapport à leur sentier d' équilibre (Edwards, 1989). Cette situation peut être préjudiciable à l' économie. Allant de l' incertitude dans la décision d' investissement ¹, de la gestion des finances publiques, jusqu' à la gestion de la dette publique et des réserves de change. Par conséquent, limiter les mésalignements devrait être un objectif indispensable pour assurer la stabilité macroéconomique.

Une récente étude de Gnimassoun (2017) montre que la concentration des exportations des pays de la Zone Franc aggrave l' impact négatif des mésalignements. En d' autres termes, le régime de change adopté par ces pays ne représente pas tellement une contrainte fondamentale dans les mésalignements observés. Une analyse similaire, menée par Cottet et al (2012) met en évidence une hétérogénéité des pays de la Zone Franc en termes de diversification des exportations.

Si certains pays ne sont pas du tout diversifiés, on observe toutefois quelques exemples de diversifications ², même si ces pays empruntent différents modes de diversification. Dans ce travail la diversification des exportations est assimilée à un indice qui mesure la déviation absolue de la structure des exportations du pays par rapport à la structure mondiale. La valeur de l' indice ³ de diversification est comprise entre 0 et 1. Plus l' indice est proche de 1, plus la divergence par rapport à la structure mondiale est élevée.

Ce travail est une contribution aux débats sur la pertinence de la Zone Franc, en montrant l' importance de la diversification des économies de cette Zone. L' originalité ici est de présenter la diversification des exportations comme un outil capable d' atténuer l' ampleur et la

1. Qui in fine compromet la croissance économique

2. Pour les pays de la CEMAC par exemple, il est généralement admis que le Cameroun est le plus diversifié de la sous-région, il n' a donc pas été surprenant, au cours de la récente crise, d' observer que ce pays a été le plus résilient

3. Cet indice est une mesure modifiée Finger-Kreinin (1979) de similitude dans le commerce.

persistance des mésalignements des taux de change réel. Nous partons de l' hypothèse fondamentale selon laquelle, la diversification des exportations diminue l' ampleur et la persistance des mésalignements des taux de changes dans la Zone Franc.

La littérature sur la limitation des effets des mésalignements du taux de change réel est abondante. Nous allons circonscrire notre champ aux pays en développement. Dans l' ensemble, la majorité des travaux se sont penchés sur les effets du régime de change sur les mésalignements du taux de change (Baxter et Stochman (1989) ; Valdes, 1996 ; Burkart et Coudert, 2000 ; Calvo et Reinart, 2002, 2003 ; Coudert et Couharde, 2008 ; Dubas, 2009 ; Bikai et Owoundi, 2016). D' autres par contre se sont intéressés aux effets de la qualité des institutions (Nouira et al., 2015) ; aux fonds souverains (Raymond et al., 2017) ; au développement financier (Aghion et al, 2009 ; Allegret et al, 2014) ; aux crises de changes (Dubas, 2009).

Jusqu' ici très peu d' études à notre connaissance ont identifié la diversification des exportations comme variable pouvant influencer les mésalignements du taux de change réel. Les premières études qui se sont intéressées à ce lien ont montré que la stabilité du taux de change réel favorise la diversification des exportations (Sekkat et Varoudakis, 2000 ; Melitz, 2003 ; Rodrik, 2008 ; Agosin et al, 2011 ; Freund et Pierola, 2012 ; Wondemu, 2016). Très peu d' études se sont intéressées à l' influence de la diversification des exportations sur les mésalignements du taux de change réel (Bodart et al, 2015).

Trois raisons peuvent être avancées pour expliquer l' analyse de ce lien : premièrement, les gains de productivité globaux et l' exploitation des économies d' échelle qui résultent de la diversification des exportations peuvent exercer des pressions à la baisse sur les prix dans l' ensemble de l' économie, permettant aux pays de maintenir une compétitivité extérieure. Deuxièmement, les pays de la Zone Franc sont riches en ressources naturelles et sujettes : (i) à des problèmes de partage et de gestion de la rente minière et pétrolière, (ii) à une forte volatilité des prix des matières premières. En créant d' avantage d' emplois et de richesse, la diversification apparaît comme une solution pour limiter les risques d' instabilité politique et volatilité des revenus d' exportations. Troisièmement, les rumeurs incessantes de la dévaluation du Franc CFA et ses effets pervers sur les économies de la Zone poussent à s' intéresser aux gains de productivités espérés d' une diversification des exportations.

L' objectif de ce travail est donc d' examiner sur la base des développements récents de l' économétrie des panels non stationnaires le rôle de la diversification des exportations à la fois sur l' ampleur et la persistance des mésalignements du taux de change réel pour les quatorze pays de la Zone Franc.

Pour atteindre cet objectif, la première étape vise à identifier les fondamentaux du taux de change réel. Une fois le taux de change réel d' équilibre déterminé⁴ , la deuxième étape de cette étude permet de le mettre en relation avec la diversification des économies de la Zone.

Plusieurs études ont mis en exergue l' effet des mésalignements sur les variables macroéconomiques. Certaines variables économiques reviennent systématiquement dans l' analyse il s' agit : des termes de l' échange, des dépenses gouvernementales en pourcentage du PIB, de l' ouverture commerciale, du PIB par tête, des flux de capitaux et l' investissement domestique. Partant des travaux séminaux de Balassa (1964) et Samuelson (1964), et s' intéressant à la littérature empirique des pays en développement (Edwards, 1989 ; Gregorio et Wolf, 1994 ; Elbadawi, 1994, Soto, 1997 ; Baffes, Elbadawi et O' Connell, 1999 ; Bodart et al., 2012, 2015, 2016 ; Bordo et

4. Il faut rappeler que le taux de change réel d' équilibre permet de capter les mésalignements du taux de change.

al, 2017), nous allons circonscrire notre champs aux études sur les pays de la Zone Franc (cf annexe-4).

La suite de l' article s' organise comme suit : la section 1 discute du cadre théorique de l' étude. La section 2 expose l' approche empirique. La section 3 est consacrée à la présentation des résultats et à leur commentaire. La section 4 est dédiée à l' analyse de robustesse des résultats.

1 Le Cadre théorique

Le but de cette section est d' illustrer par un simple cadre théorique, le mécanisme à travers lequel, des facteurs structurels tels que la diversification des exportations peuvent affecter le taux de change réel d' un petit pays exportateur et subissant le prix du principal produit exporté. Pour ce faire, nous présentons un modèle d' une petite économie ouverte. Nous nous inspirons des travaux de Bodart et al (2015) qui étendent le modèle de Gregorio et Wolf (1994).

Les principales hypothèses du modèle sont les suivantes :

- l' économie produit deux biens, un produit primaire qui n' est pas consommé localement (et donc exporté entièrement), et un bien non échangeable qui n' est disponible que pour le consommateur domestique ;
- Les agents privés peuvent également consommer un bien de consommation importé. Ils tirent donc leur utilité de la consommation du bien non échangeable produit localement et du bien importé ;
- Les agents nationaux tiennent compte du prix du marché mondial des marchandises exportées et du bien de consommation importé ;
- Comme notre analyse empirique ne concerne que la relation à long terme qui peut exister entre les taux de change réels et les prix des matières premières, notre modèle n' a aucune dynamique.

Dans ce qui suit, les marchandises exportées, non échangeables et importées sont désignées respectivement par les suffixes X , N et M .

Du côté de la production, on suppose que le bien primaire exporté Y_x est produit avec une technologie combinant le travail L_x et le capital K_x ;

La production du bien non échangeable Y_n ne nécessite cependant que du travail L_n . Le travail est parfaitement mobile dans les deux secteurs, mais le capital est spécifique au secteur exportable. La fonction de production des deux biens est supposée être de type Cobb-Douglas :

$$Y_x = a_x L_x^\alpha K_x^{1-\alpha} \quad (1)$$

$$Y_n = a_n L_n^\alpha K_n^{1-\alpha} \quad (2)$$

Ici a_x et a_n sont des facteurs de productivité exogènes avec $0 < \alpha < 1$.

Par ailleurs dans ce modèle, il est fait l' hypothèse qu'à long terme le prix intérieur du produit exporté P_x est déterminé par le principe de la parité du pouvoir d' achat inspiré de la loi du prix unique :

$$P_x = E * P_x^* \quad (3)$$

Où E est le taux de change nominal (défini comme le nombre d'unités de monnaie nationale par unité de la devise étrangère) et P_x^* est le prix du marché mondial du produit.

Si on note w , le taux de salaire versé au travail, et r , le taux d'intérêt domestique, de l'opération de maximisation de la fonction de profit des firmes, nous pouvons dériver les expressions suivantes reliant le prix de chaque bien au prix des facteurs de production :

$$P_x = \left(\frac{\psi_x}{a_x} \right) w^\alpha r^{1-\alpha} \quad (4)$$

$$P_n = \frac{w}{a_n} \quad (5)$$

Où $\psi_x = \alpha^{-\alpha}(1 - \alpha)^{-(1-\alpha)}$.

Notons maintenant q , le taux de change réel défini comme le rapport entre le prix du bien non échangeable et le prix du bien exportable. En combinant l'équation (4) et l'équation (5), nous obtenons l'expression suivante :

$$q = \frac{P_n}{P_x} = \left(P_x^{(1-\alpha)} a_x a_n^{-\alpha} \psi^{-1} r^{-(1-\alpha)} \right)^{\frac{1}{\alpha}} \quad (6)$$

Jusqu'à présent, nous avons défini le taux de change réel comme le prix relatif du bien non échangeable en termes de biens échangeables. Comme on le sait, le taux de change réel peut être défini de différentes manières. Il est par exemple très courant de définir le taux de change réel comme le rapport entre l'indice des prix à la consommation intérieur P et l'indice des prix à la consommation à l'étranger exprimé dans la monnaie nationale EP^* . Étant donné que $P = P_n^\phi (EP_m^*)^{1-\phi}$ et $P^* = P_m^*$ nous avons :

$$q' = \frac{P}{EP^*} = P_n^\phi (EP_m^*)^{-\phi} \quad (7)$$

Avec P_m^* le prix du marché mondial du bien de consommation importé. On peut facilement montrer que les deux taux de change réels sont liés comme suit :

$$q' = q^\phi (P_x^*)^{\gamma\phi} (w_x^*)^{-(\gamma\phi)} \left(\frac{\psi_m}{a_m} \right)^{-\phi} \quad (8)$$

De ce fait nous avons :

$$\sum(q', p_x^*) = \phi \left[\sum(q, p_x^*) + \gamma \right] \quad (9)$$

Cette dernière relation désigne l'élasticité du taux de change réel par rapport au prix étranger.

Afin d'examiner si le degré de diversification des exportations influe sur l'ampleur de la réaction du taux de change réel aux chocs des prix internationaux des produits de base, nous étendons le modèle (1) pour inclure la production d'un deuxième bien échangeable. Nous supposons que ce nouveau bien échangeable est un bien de fabrication, produit mais non consommé sur le marché intérieur. Nous supposons également que la production du bien manufacturier Y_d implique deux intrants intermédiaires, le produit primaire X_d et un intrant intermédiaire produit par l'économie étrangère G_d^* :

$$Y_d = a_d X_d^\beta G_d^{1-\beta} \quad (10)$$

Il est simple de montrer qu'à l'équilibre, le prix du bien manufacturier est déterminé comme suit :

$$\psi_d = \beta^{-\beta} (1 - \beta)^{-(1-\beta)} \quad (11)$$

Dans ce nouveau cadre, nous redéfinissons le taux de change réel (q) comme le rapport entre le prix du bien non échangeable et un prix composite des deux biens exportables, $\tilde{q} = \frac{P_n}{P_t}$ où $P_t = P_x^\epsilon P_d^{1-\epsilon}$.

Dans ce qui suit, l'analyse se limite au cas où le taux de change est fixe et le capital est parfaitement mobile à l'international. Sous ces hypothèses, nous obtenons grâce à plusieurs substitutions directes que l'élasticité de \tilde{q} par rapport à P_x^* est donnée par :

$$\sum(\tilde{q}, p_x^*) = \frac{1 - \alpha}{\alpha} + (1 - \beta)(1 - \epsilon) \quad (12)$$

Cette élasticité est alors plus grande que l'élasticité correspondante obtenue dans le modèle avec un bien exportable (voir équation 9). Ce modèle démontre ainsi que le degré de diversification des exportations peut influencer sur l'ampleur de la variation du taux de change réel en réaction à un choc mondial sur les prix des produits de base. En particulier, ce modèle implique que lorsque les prix des matières premières augmentent (diminuent), les pays dont les exportations sont largement diversifiées devraient enregistrer une plus forte appréciation (dépréciation) de leur taux de change réel que les pays dont les exportations sont faiblement diversifiées. Ce résultat vient du fait que la variation de P_x conduit à une variation moins que proportionnelle de P_d .

L'inclusion d'un deuxième bien n'affecte pas l'expression de q' et ainsi, l'élasticité $\sum(q', p_x^*)$ est indépendante du degré de diversification des exportations.

2 Méthodologie

L'approche méthodologique utilisée ici se résume en trois étapes : la première étape consiste à analyser la stationnarité et déterminer l'ordre d'intégration des différentes variables à travers un test de racine unitaire en panel ; la seconde étape examine l'existence et l'estimation d'une relation de long terme entre le taux de change réel et ses fondamentaux à travers un test de cointégration en panel. Enfin, la troisième étape expose le calcul des mésalignements et la stratégie d'identification de l'effet de la diversification des exportations sur les mésalignements du taux de change réel.

2.1 Modèle empirique, Variables et Source de données

Notre échantillon est constitué d'un panel de 14 pays de la Zone Franc (cf. annexe 3). Les variables utilisées dans ce document sont issues de la littérature empirique. La variable dépendante est le taux de change réel d'équilibre issue de la base Eqchange⁵ de la CEPII⁶.

Soulignons qu'en raison de l'indisponibilité sur certaines périodes, des données sur la diversification des exportations de la CNUCED, notre période d'analyse s'étend de 1995 à 2016, soit 22 années. Toutes les données sont annuelles et proviennent principalement de la base de données de la Banque mondiale et de la CNUCED. Le taux de change est calculé comme le rapport de prix de biens non échangeables au prix des biens échangeables. Nous nous inspirons des travaux de Montiel (1999) ; Baffes et al (1999) et Edwards (1989). Notre relation de long terme est donc fonction des fondamentaux relevant de l'équilibre interne et des fondamentaux relevant de l'équilibre externe. Les variables traduisant les fondamentaux de l'équilibre interne sont :

- La productivité relative qui traduit l'effet Balassa-Samuelson. Dans la base Eqchange de la CEPII, elle est mesurée par le rapport entre le PIB réel par habitant (termes de la PPA) dans le pays considéré et la moyenne pondérée par les échanges du PIB réel par habitant des partenaires commerciaux. Sur le plan théorique, le développement économique s'accompagne d'une appréciation du taux de change réel (Drine et Rault, 2005). Le signe attendu est donc négatif ;
- Les dépenses de consommation publique approximées par la part des dépenses publiques en pourcentage du PIB de la Banque Mondiale. Un accroissement des dépenses de consommation devrait s'accompagner d'une appréciation du taux de change réel sous l'hypothèse que ces dépenses sont orientées vers des biens non échangeables. Le signe attendu est négatif ;

5. EQCHANGE est une base de données mondiale d'indicateurs annuels sur les taux de change effectifs. Il comprend deux sous-bases de données contenant des données sur (i) les taux de change effectifs nominaux et réels et (ii) les taux de change effectifs réels d'équilibre et les désalignements de devises correspondants pour les pays développés, émergents et en développement. Plus précisément, la première sous-base de données fournit des taux de change effectifs pour 187 pays qui sont calculés selon trois schémas de pondération différents et deux panels de partenaires commerciaux (186 et 30 premiers) sur la période 1973-2016. La deuxième sous-base de données fournit des estimations du taux de change d'équilibre comportemental (EBRE) et des déséquilibres monétaires correspondants pour 182 économies sur la période 1973-2016.

6. Voir Couharde et al (2017).

- Les dépenses d’investissement intérieur dont le proxy est la part de la formation brute du capital fixe dans le PIB (Données Banque Mondiale). L’effet d’une augmentation de ces dépenses sur le taux de change réel dépend de son contenu. Dans le secteur des biens échangeables, elle s’accompagne d’une appréciation des taux de change réel. Dans le cas d’un fort contenu en importation, on observera plutôt une dépréciation. Cependant, la plupart des études dans la Zone Franc suggèrent un signe négatif (Gnimassoun, 2012).

Les variables illustrant les fondamentaux de l’équilibre externe sont :

- Les termes de l’échange approximés par le rapport des prix des exportations et des importations (Données Banque Mondiale). L’effet d’une augmentation des termes de l’échange sur le taux de change réel est ambigu. En effet, les termes de l’échanges induisent deux effets sur le taux de change : un effet de revenu et un effet de substitution. Lorsque l’effet de revenu domine, une appréciation des termes de l’échange conduit à une augmentation de la consommation des biens non échangeables. Ce qui devrait entraîner une appréciation du taux de change réel. Lorsque l’effet de substitution est dominant, une appréciation des termes de l’échange augmente plutôt la consommation des biens importés au détriment des biens non-échangeables. Une augmentation des termes de l’échange s’accompagne dans ce cas à une dépréciation du taux de change réel. La plupart des études empiriques sur la Zone Franc privilégient plutôt un effet revenu (Gnimassoun, 2012 ; Ouattara et Strobl, 2008). Le signe attendu est négatif ;
- La politique commerciale ou le degré d’ouverture est approximé par le rapport entre la somme des exportations et des importations sur le PIB (Données Banque Mondiale). Théoriquement, une réduction des barrières tarifaires conduit à une baisse des biens importés, qui à long terme induit une dépréciation du taux de change réel. Le signe attendu est positif ;
- Les mouvements de capitaux de long terme sont approximés par la part de l’aide publique au développement reçu en pourcentage du Revenu National Brut (Données Banque Mondiale). Ce proxy est retenu du fait qu’il est plus stable que les autres flux tels que l’aide publique au développement ou la dette extérieure (Drine et Rault, 2005). Une augmentation des flux des capitaux entraîne une augmentation des biens non échangeables qui conduisent à une appréciation du taux de change réel. Le signe attendu est négatif.

La relation de long terme liant le taux de change réel et ses fondamentaux peut ainsi s’écrire :

$$tcer_{it} = \alpha_i + \beta_1 pibt_{it} + \beta_2 termech_{it} + \beta_3 ouv_{it} + \beta_4 mc_{it} + \beta_5 depg_{it} + \beta_6 ind_{it} + \epsilon_{it} \quad (13)$$

Où $i = 1, 2, \dots, N$ et $t = 1, 2, \dots, T$.

Avec le $tcer_{it}$ le taux de change effectif réel, $pibt_{it}$ la productivité relative, $termech_{it}$ les termes de l’échange, ouv_{it} la politique commerciale, mc_{it} les flux d’aide publique au développement en pourcentage du Revenu National Brut (RNB), $depg_{it}$ la part des dépenses publique en pourcentage du PIB, $invd_{it}$ l’investissement domestique dans le PIB. Toutes ces variables étant exprimées en logarithme. Les variables β_1 à β_6 représentent les coefficients d’intérêt à estimer et α_i représente l’effet fixe pays individuel.

Cette méthode d'identification des déterminants du taux de change réel est inspirée de la macroéconomie internationale. Cette littérature foisonnante présente trois principales approches suivant l'horizon de court, moyen et de long terme. On distingue ainsi, (i) l'approche dite fondamentale ou le FEER (Fundamental Equilibrium Exchange Rate) de Williamson (1994), (ii) NATREX (Natural Real Exchange Rate) de Stein (1994); Stein et Allen (1995) et (iii) l'approche comportementale ou le BEER (Behavioral Equilibrium Exchange Rate) de MacDonald (1997); Clark et MacDonald (1998).

L'approche fondamentale insiste sur les déterminants de court terme du taux de change réel d'équilibre. Elle permet d'obtenir une estimation du taux de change réel qui réalise l'équilibre interne et externe de l'économie; tandis que l'approche comportementale est une approche dynamique qui met en évidence les déterminants de long terme. Elle préconise que le taux de change réel d'équilibre est déterminé en estimant la relation entre le taux de change réel et un ensemble de fondamentaux.

Dans le cadre de ce travail nous recourons donc au modèle BEER (voir Gnimassoun, 2012 pour une application dans la Zone Franc). Cette approche considère le taux de change d'équilibre comme le résultat d'une relation de cointégration entre le taux de change réel effectif et les principales variables macroéconomiques (fondamentaux).

2.2 Technique d'estimation de la relation de long terme du taux de change et ses fondamentaux

Le modèle théorique mis en évidence dans cette étude, définit une relation de long terme entre le taux de change réel et des variables macroéconomiques. L'objectif de cette section est de présenter la méthode qui permet d'estimer cette relation. En supposant, les séries stationnaires les méthodes les plus couramment utilisées sont les estimateurs pooled OLS, à effets fixes et à effets aléatoires. Cependant, ces techniques sont biaisées et produisent des estimations incohérentes lorsque les variables sont cointégrées.

Les développements récents de l'économétrie ont permis d'obtenir de nouveaux estimateurs qui comprennent des estimateurs Within⁷ et Between⁸ tels que les estimateurs obtenus à partir des moindres carrés ordinaires modifiés (FMOLS⁹) développée par Phillips et Hansen (1990) et Pedroni (1996, 1997, 1999, 2001) et les estimateurs obtenus à partir des moindres carrés ordinaires dynamiques (DOLS¹⁰) développée par Saikkonen (1991), Kao et Chiang (2000) Stock et Watson (1993); Mark et soul (2003).

Les avantages de ces techniques d'estimation sont qu'elles génèrent des estimations cohérentes des paramètres et permet de tenir compte des problèmes d'endogénéité du second ordre des régresseurs et des propriétés d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité des résidus.

Alors que Pedroni (1996) trouve que la méthode DOLS a des distorsions de taille plus élevées que FMOLS, Kao et Chiang (2000) montrent que la méthode FMOLS peut être plus biaisé que DOLS (Harris et Sollis, 2005). D'autre part, Ramirez (2007) a soutenu que la méthode FMOLS est préférée à la méthode DOLS pour des échantillons de faible taille. Dans cette étude, nous

7. Intra groupe

8. inter groupe

9. Fully Modified Ordinary Least Square

10. Dynamic Ordinary Least Square

appliquons la technique DOLS¹¹ pour déterminer les déterminants à long terme du taux de change effectif réel.

Avant d'effectuer l'estimation, il est nécessaire de tester la stationnarité des variables ainsi que l'existence d'une relation à long terme entre le taux de change réel et les fondamentaux. Nous ferons recours à deux catégories de test de racine unitaire en panel : les tests de première génération et les tests de seconde génération. Les tests de première génération supposent que les différentes séquences transversales ont un processus racine unitaire commun. Nous utiliserons ici le test IPS. Les tests de deuxième génération quant à eux supposent que les séquences de section ont un processus de racine unitaire individuel différent. Nous considérons le test ADF de Pesaran (2007). En raison de leur popularité et de leur large utilisation dans la littérature, et compte tenu de l'hétérogénéité entre les pays de cette étude, les tests de deuxième génération offrent plus de crédit.

Concernant le test de cointégration qui permet d'examiner la présence d'une relation à long terme entre les variables, nous utilisons les trois tests de cointégration de Pedroni (1996, 1997, 1999, 2001, 2004) et le test de cointégration de Kao (2004).

2.3 Calcul des mésalignements et estimation du rôle de la diversification des exportations

Pour le calcul des mésalignements deux approches sont retenues : (i) l'approche de Caputo (2015) qui considère l'écart entre les valeurs observées des taux de change réels effectifs et les valeurs estimées par le modèle, et (ii) l'approche de Budas (2009) qui retient après avoir calculé cet écart la valeur absolue.

Concernant la première approche, nous déterminons les mésalignements après avoir spécifié le taux de change réel d'équilibre qui correspond à la relation de long terme du taux de change estimé où les fondamentaux ont été remplacés par leur niveau de long terme tiré de l'application du filtre de Hodrick et Prescott (HP) sur les séries. Lorsque cet écart est positif, il traduit une surévaluation du taux de change réel. De manière similaire on parle d'une sous-évaluation du taux de change réel lorsque l'écart est négatif. Cette approche est la plus utilisée dans la littérature empirique (Gnimassoun, 2012, 2017 ; Drine et rault, 2005 ; Couharde et al, 2012). Elle permet de mesurer la persistance du mésalignement.

La diversification des exportations n'est pas l'un des fondamentaux car elle n'affecte pas à long terme le taux de change réel. Toutefois, elle peut avoir une influence à court terme sur la dynamique du taux de change réel. Dans le but d'analyser ce lien, nous considérons un modèle à correction d'erreur (MCE) défini comme suit :

$$\mu_{it} = \lambda_i + \phi ldiversif_{it} + \gamma ldiversif_{it}\mu_{it-1} + \theta\mu_{it-1} + \sum_{j=1}^J \delta_j Z_{it} + \xi_{it} \quad (14)$$

Avec $\mu_{it} = ltc_{er_{it}} - \widehat{ltc_{er_{it}}}$.

11. Nous utiliserons les FMOLS comme robustesse à nos résultats

Où la variable $ltcer_{it}$ désigne le taux de change effectif réel observé ; la variable \widehat{ltcer}_{it} désigne le taux de change d'équilibre estimé par l'approche comportementale ; la variable μ_{it} désigne le mésalignement ; la variable $ldiversif_{it}$ désigne le logarithme de la diversification des exportations ; la variable Z_{it} désigne les nouvelles variables qui déterminent les mésalignements ; le coefficient ϕ mesure la persistance de la diversification des exportations sur les mésalignements. Si ce dernier est négatif cela traduit une réduction de la persistance des chocs, sinon une aggravation des chocs dans le cas contraire.

Pour ce qui est de la seconde approche, nous avons retenu la méthodologie de Budas (2009) qui considère les mésalignements comme la valeur absolue de l'écart entre les valeurs observées des taux de change réels effectifs. Cette mesure permet de prendre en compte l'ampleur des mésalignements. La spécification de Budas (2009) se présente comme suit :

$$|\mu_{it}| = \lambda_i + \phi ldiversif_{it} + \lambda_1 lfindepth_{it} + \lambda_2 lcorrupt_{it} + \zeta_{it} \quad (15)$$

Le coefficient ϕ mesure la persistance de la diversification des exportations sur les mésalignements. Si ce coefficient est négatif cela traduit une réduction de la persistance des chocs, sinon une aggravation des chocs dans le cas contraire.

Dans la littérature empirique les variables généralement retenues comme déterminants des mésalignements sont : les crises, l'ouverture financière, la profondeur financière, la qualité des institutions.

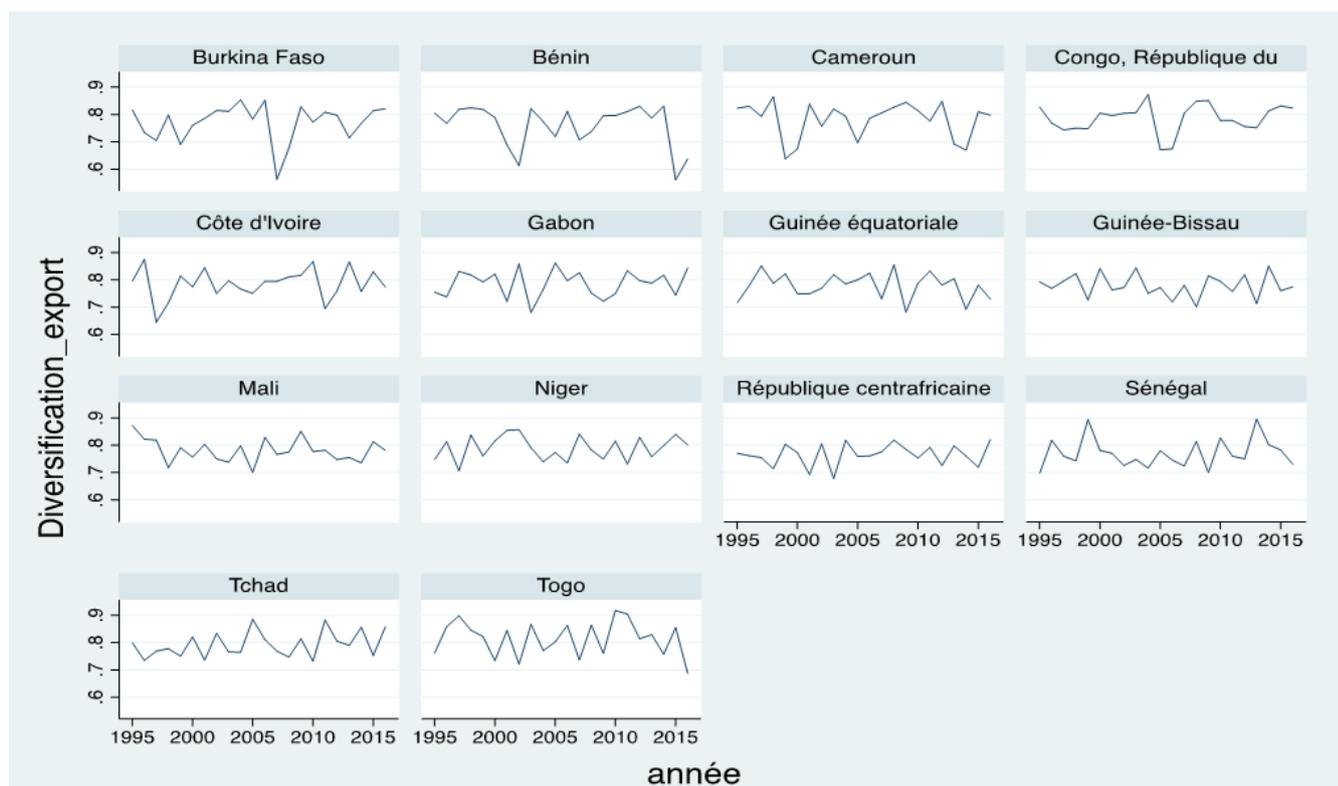
Nous spécifierons par $lfindepth$ le logarithme du développement financier. Les pays ayant un important développement financier ont généralement un taux de change stable. Nous supposons donc que le développement financier réduit les mésalignements. Par conséquent, le signe attendu est négatif. Elle est mesurée par la masse monétaire en pourcentage du PIB (King et Levine, 1993) de la Banque Mondiale. La variable $lcorrupt$ désigne le logarithme de la qualité des institutions approximée par la corruption tirée de la base ICRG¹². Une amélioration de la qualité des institutions réduit les mésalignements du taux de change. Par conséquent le signe attendu est négatif. Pour rappel, ces variables doivent être stationnaires pour être introduite dans le modèle. Dans le cas contraire nous les prenons en déviation à leur tendance de long terme. Les calculs préalables sont présentés à l'annexe 3.

2.4 La diversification des exportations limite-elle les mésalignements du Franc CFA ?

Les pays de la Zone Franc CFA sont en grande majorité tributaires de matières premières ce qui induit une concentration de leurs exportations renforçant ainsi leur vulnérabilité face à l'instabilité des prix internationaux. Comme le suggère le graphique 1, le degré de diversification des pays de la Zone Franc CFA bien qu'il soit hétérogène dans la Zone reste néanmoins faible par rapport aux autres unions monétaires. Sur une échelle de 0 à 1 ils se situent en moyenne à 0,78. Bien que le degré de diversification soit faible, il n'implique pas nécessairement une absence de dynamique de diversification. Easterly et Reshef (2010) l'ont d'ailleurs montré dans le cas de plusieurs pays africains.

12. International Country Risk Guide

Graphique 1 – Evolution du degré de diversification des exportations par pays en Zone Franc CFA



Le degré de diversification des pays de la Zone Franc semble ne pas avoir beaucoup évolué depuis les années 90. Par ailleurs, le tableau 1 révèle l'existence des mésalignements dans la Zone Franc. En analysant la dynamique et l'ampleur, il ne semble pas se dégager un consensus selon le type d'estimation (DOLS, FMOLS). Pourtant, le lien entre la dynamique des mésalignements du Franc CFA et la diversification des exportations à travers les graphiques 2 et 3 d'une part et d'autre part le lien entre l'ampleur des mésalignements du franc CFA et la diversification des exportations à travers les graphiques 4 et 5 quelque soit le type d'estimation (DOLS, FMOLS) suggèrent une possible relation. Il semble montrer l'existence d'une corrélation négative.

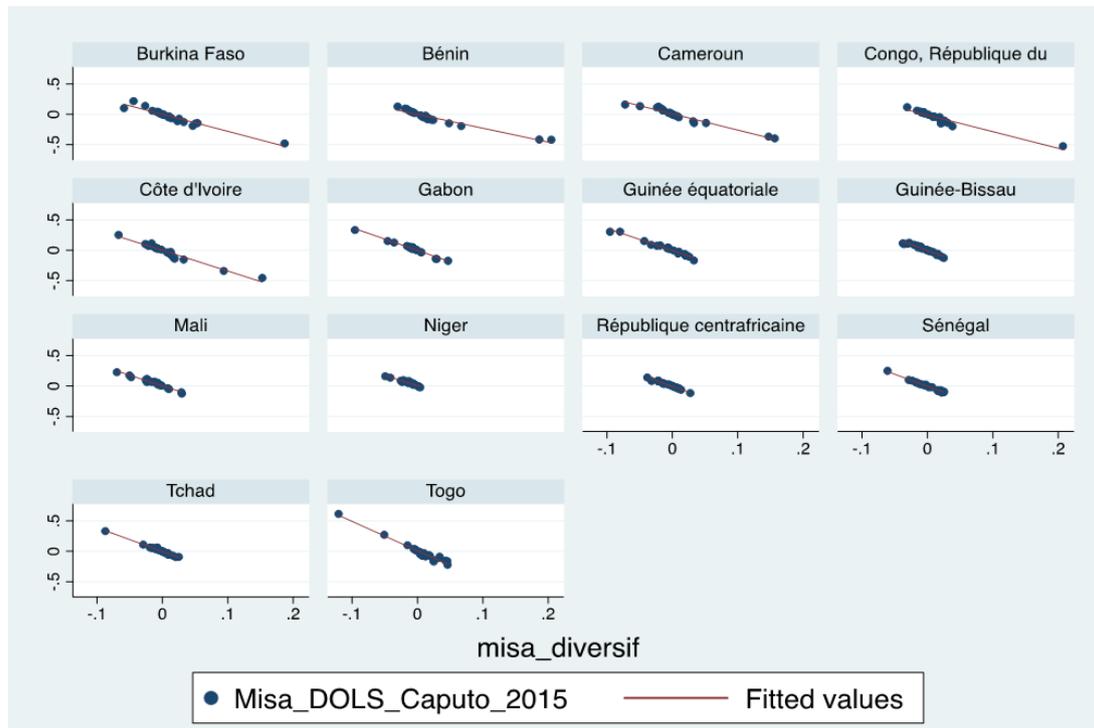
Tableau 1 – *Pourcentage moyen de mésalignement par pays*

Pays de la Zone Franc	Pourcentage moyen de mésalignement			
	Analyse de la dynamique		Analyse de l'ampleur	
	DOLS	FMOLS	DOLS	FMOLS
Bénin	-5,65%	-0,94%	10,16%	10,28%
Burkina Faso	-3,61%	0,91%	9,48%	8,35%
Cameroun	-1,60%	2,14%	9,88%	10,19%
Congo, République du	-5,40%	0,60%	9,03%	8,35%
Côte d'Ivoire	-2,59%	2,18%	10,71%	10,73%
Gabon	2,64%	8,41%	7,50%	10,48%
Guinée équatoriale	2,38%	8,48%	8,97%	10,16%
Guinée-Bissau	1,74%	9,25%	5,87%	9,68%
Mali	5,12%	13,50%	8,01%	13,50%
Niger	5,17%	13,72%	5,62%	13,72%
République centrafricaine	2,39%	13,36%	5,23%	13,36%
Sénégal	0,24%	9,95%	6,19%	9,95%
Tchad	1,50%	12,35%	5,69%	12,35%
Togo	-2,05%	6,53%	11,69%	10,03%

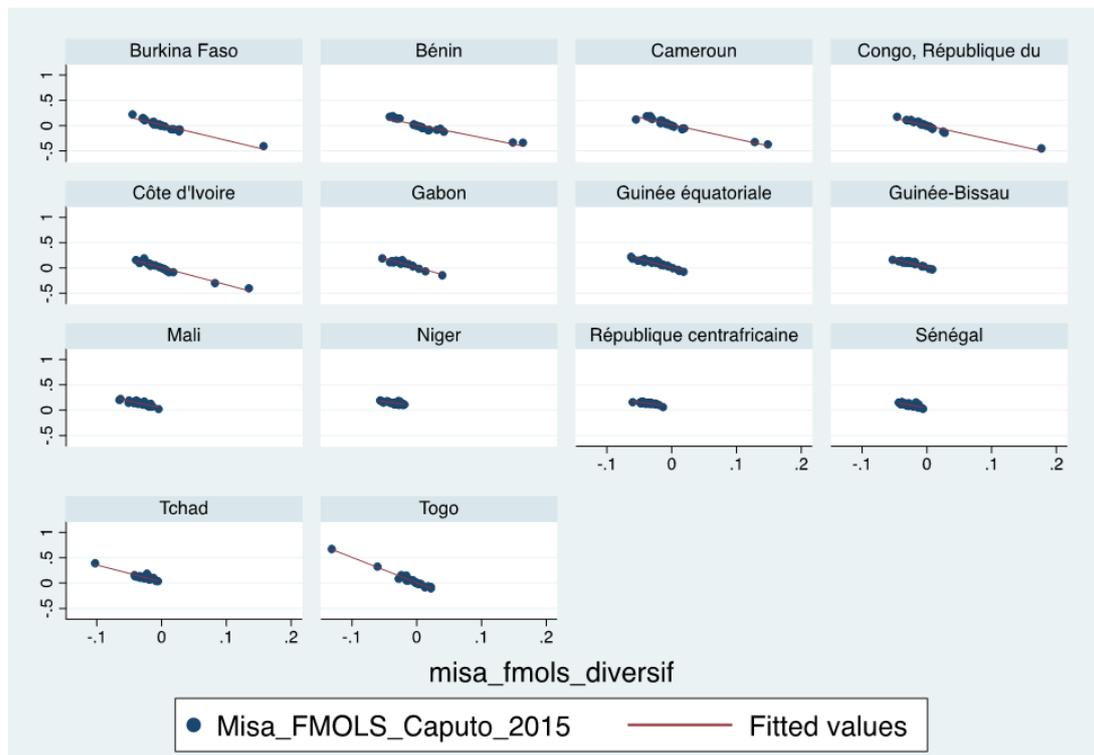
Source : Estimations des auteurs

A l'observation des graphiques ci-dessous, il apparaît qu'il existe une corrélation négative entre les mésalignements et la diversification des exportations. Cette hypothèse sera testée dans le modèle économétrique présenté précédemment.

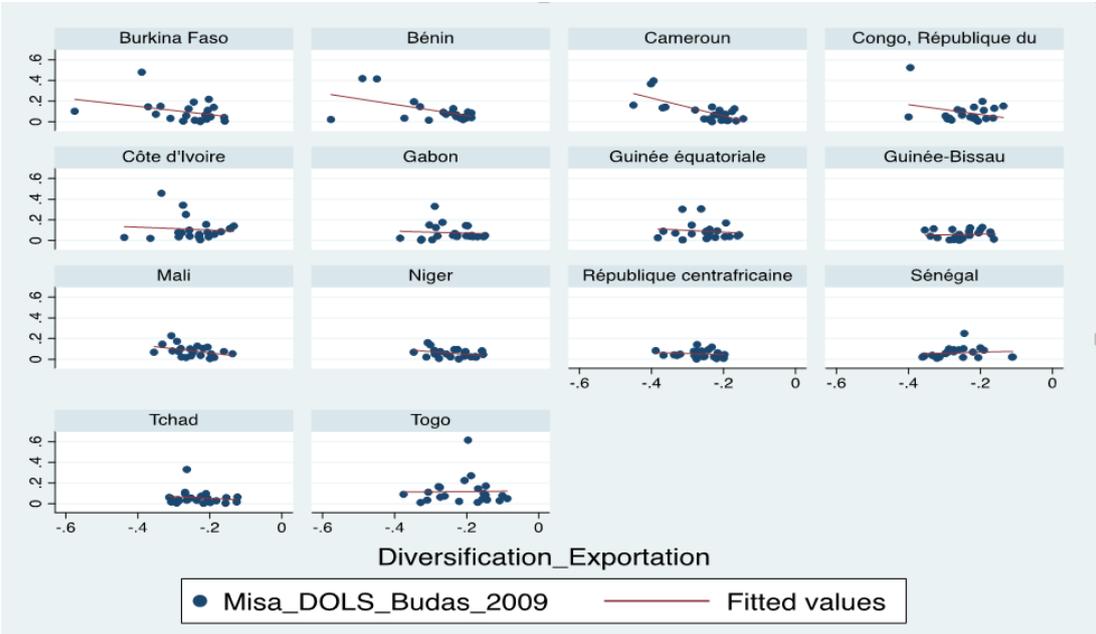
Graphique 2 – Evolution du degré de diversification des exportations par pays en Zone Franc CFA



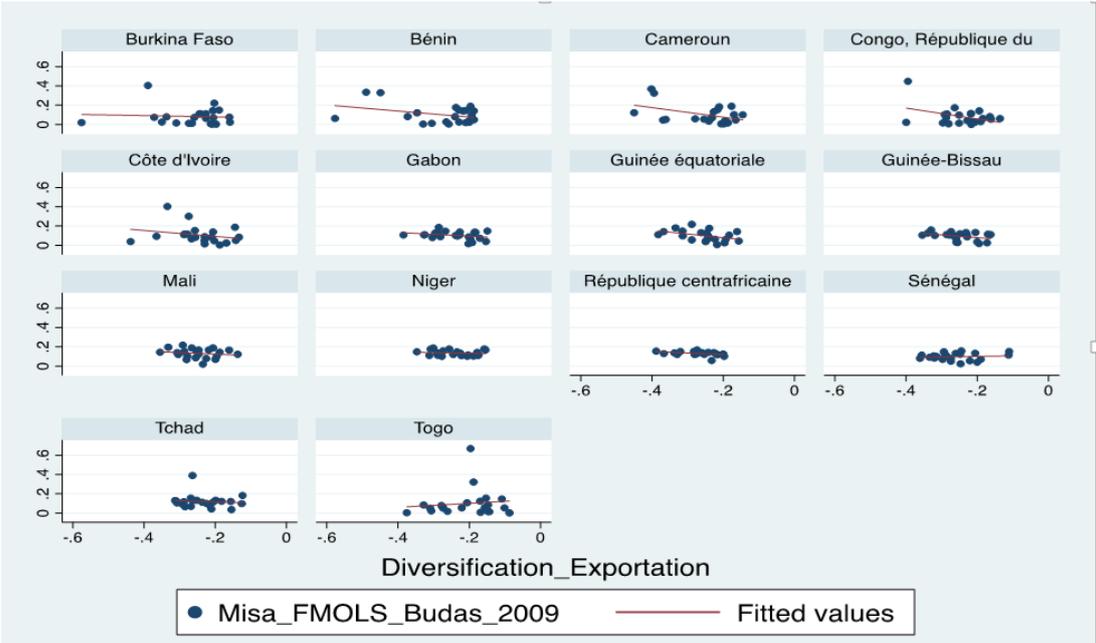
Graphique 3 – Corrélation en Zone Franc entre la dynamique des Mésalignements du Franc CFA et diversification des exportations selon l'estimation FMOLS



Graphique 4 – Corrélation en Zone Franc entre l'ampleur des Mésalignements du Franc CFA et diversification des exportations selon l'estimation DOLS



Graphique 5 – Corrélation en Zone Franc entre l'ampleur des Mésalignements du Franc CFA et diversification des exportations selon l'estimation FMOLS



3 Résultats et interprétations

Les résultats des différentes estimations de nos modèles sont présentés et discutés dans cette section. Il s'agit des résultats des tests de racine unitaire, des tests de cointégration de panel, des estimations de la relation de long terme, le calcul des mésalignements et des estimations de l'effet de la diversification des exportations sur les mésalignements du taux de change.

3.1 Tests de racine unitaire en panel

Les résultats des tests de racine unitaire en panel sont présentés dans le tableau ci-dessous. Nous observons que la plupart des variables sont non stationnaires en niveau à l'exception des investissements domestiques et de l'ouverture commerciale, mais en différences premières toutes les variables sont stationnaires au niveau de significativité de 1 %. Pour la suite nous sélectionnerons uniquement les variables intégrées d'ordre 1 pour l'estimation de la relation de long terme à savoir, le taux de change réel, la productivité relative, les termes de l'échange, les mouvements des capitaux à long terme et les dépenses publiques.

Tableau 2 – Test de racine unitaire en Panel 1ère et 2ème génération

Ordre d'intégration	Variables	Test 1ère génération	Test de 2ème génération
		IPS (1997, 2003)	ADF Pesaran (2007)
En niveau	Taux de change réel	-1,505	0,842
	Productivité relative	-1,8409	0,247
	Termes de l'échange	-2,0721	3,176
	Politique commerciale	-4,5599***	-2,104***
	Mouvement de capitaux à long terme	-0,8736	0,661
	Dépenses publiques	-3,0438	-1,805
	Investissement intérieur	-3,8907***	-2,822***
En différence	Taux de change réel	-10,0474***	-3,728***
	Productivité relative	-3,613***	-4,269***
	Termes de l'échange	-7,661***	-4,275***
	Politique commerciale	-5,2653***	-7,117***
	Mouvement de capitaux à long terme	-4,6368***	-2,354***
	Dépenses publiques	-6,2023***	-2,644***
	Investissement intérieur	-10,3512***	-5,622***

Note : ***significativité à 1%

3.2 Tests de cointégration

Les tests de cointégration examinent l'existence de relations à long terme entre les variables. Étant donné que quatre variables sont stationnaires après la première différentiation comme indiquée dans le tableau ci-dessus, nous testons l'existence d'une relation à long terme entre les variables en utilisant les tests de cointégration de Pedroni (1996, 1997, 1999, 2001, 2004) et Kao (2004).

Les résultats montrent que l'hypothèse nulle (H0) de non cointégration est rejetée pour l'ensemble des statistiques à l'exception de la statistique v (tableau 3). En effet, les valeurs de

probabilité associées aux différentes statistiques sont inférieures à 1 %. Selon Pedroni (1996, 1997, 1999, 2001), les statistiques du Panel ADF et celui du groupe ADF sont les statistiques les plus importantes et devraient être retenues en cas de résultats contradictoires.

Le test de cointégration de Kao (2000) confirme également l'existence d'une relation de long terme entre les variables retenues. En effet, l'hypothèse nulle de non cointégration est rejetée par la p-value significative à 1 %. Autrement dit, le taux de change réel, la productivité relative, les termes de l'échange, les mouvements des capitaux à long terme et les dépenses publiques ont une relation de long terme que l'analyse qui suit va chercher à établir.

Tableau 3 – Test de cointégration de Pedroni (1996, 1997, 1999, 2001)

Ho : Pas de cointégration	Statistique
Panel v statistic	-0,7991
Panel rho-statistic	-4,296***
Panel t statistic	-14,63***
Panel ADF statistic	-10,14***
Group rho statistic	-3,274***
Group t statistic	-18,31***
Goup ADF statistic	-9,865***

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

Tableau 4 – Test de cointégration de Kao (2000)

Ho : Pas de cointégration	t-statistic	p-value
ADF	-8,349967***	0.0000
Variance résiduelle	0,024692	
HAC Variance	0,004279	

Note : *** significativité à 1%

3.3 L'estimation de la relation de long terme

Le tableau ci-dessous illustre les déterminants du taux de change réel d'équilibre en Zone Franc estimés par l'approche DOLS. Les coefficients associés aux variables termes de l'échange et dépenses gouvernementales sont significatifs et les signes sont conformes à ceux de la littérature empirique. Par contre les coefficients associés aux variables productivité relative et aide publique au développement ne sont pas significatifs.

Tableau 5 – Estimation de la relation de long terme par les DOLS

DOLS	
VARIABLES	$ltcer_{it}$
$lbse_{it}$	0.0179 (0.0116)
$ltermech_{it}$	0.155*** (0.0278)
$lapd_{it}$	-0.00267 (0.00647)
$ldegov_{it}$	0.0316*** (0.0119)
Constant	3.716*** (0.135)
Observations	304
	0.163

Les écarts-types entre parenthèse

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

3.4 Calcul des mésalignements et estimation de l'effet de la diversification des exportations sur les mésalignements

Après le calcul des mésalignements par l'approche de Caputo (2015), nous avons procédé à l'estimation du lien entre les mésalignements et la diversification. Les résultats sont présentés dans le tableau 6. Nous constatons que la diversification des exportations atténue significativement la persistance des mésalignements des taux de change dans la Zone Franc.

Nous avons également procédé à l'estimation par l'approche de Budas (2009). Les résultats présentés dans le tableau 7 confirment également que la diversification des exportations diminue l'ampleur des mésalignements des taux de change dans la Zone Franc à un niveau de significativité de 1 %.

Tableau 6 – Effet de la diversification sur les mésalignements approche (Caputo, 2015)

	(1)	(2)	(3)
	Pooled	Pooled	Pooled
$ldiversif_{it}$	-0,0564 (0.0542)	-0.0681 (0.0508)	-0.0695 (0.0518)
u_{it}	-0.0368* (0.0191)	-0.0360* (0.0186)	-0.0364* (0.0186)
$ldiversif_{it}u_{it}$	-3.180*** (0.178)	-3.175*** (0.171)	-3.175*** (0.171)
$lfindepth_{it}$		0.0141*** (0.00549)	0.0141*** (0.00551)
$lcorrupt_{it}$			0.00234 (0.00472)
Constant	-0.0124 (0.0135)	-0.0571*** (0.0202)	-0.0574*** (0.0203)
Observations	190	190	190
R^2	0.919	0.921	0.921

Les écarts-types entre parenthèse
* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Tableau 7 – Effet de la diversification sur les mésalignements approche (Budás, 2009)

	(1)	(2)	(3)
	Pooled	Pooled	Pooled
$ldiversif_{it}$	-0.285** (0.118)	-0.313*** (0.119)	-0.326*** (0.120)
$lfindepth_{it}$		0.0324** (0.0138)	0.0327** (0.0138)
$lcorrupt_{it}$			0.0216** (0.0109)
Constant	0.0156 (0.0269)	-0.0875 (0.0574)	-0.0903 (0.0575)
Observations	190	190	190
R^2	0.0456	0.0638	0.0659

Les écarts-types entre parenthèse
* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Nous pouvons ainsi conclure que les pays de la Zone Franc pourraient limiter les mésalignements éventuels de leur taux de change réel en mettant en place des stratégies de diversification de leurs économies. Une diversification plus importante des exportations rendrait ainsi ces derniers moins vulnérables aux chocs exogènes et plus résiliants aux risques de dévaluation à court terme.

Toutefois il faut rappeler que les stratégies de diversifications sont des processus à mettre sur pieds à moyen long terme, et compte tenu de la configuration des économies de la Zone Franc regroupés en unions monétaires, il est pertinent ici d’avoir globalement une vision communautaire de diversification basée sur des politiques communes afin d’éviter le piège de la spécialisation de Krugman (1993).

4 Analyse de la robustesse des résultats

Cette section est consacrée à l’analyse de la robustesse de l’effet de la diversification des exportations sur les mésalignements du taux de change réel. Pour l’estimation de la dynamique de long terme nous modifions la méthode d’estimation en utilisant l’approche FMOLS (voir annexe 5). Nos résultats restent globalement robustes au changement de la méthode d’estimation.

Selon l’approche de Caputo (2015) nous obtenons également que la diversification des exportations diminue l’ampleur des mésalignements des taux de change dans la Zone Franc à un seuil de significativité de 1 % ce qui confirme le résultat précédent obtenu.

Tableau 8 – *Effet de la diversification sur les mésalignements approche (Caputo, 2015)*

	1	2	3
	Pooled	Pooled	Pooled
$ldiversif_{it}$	0.139*** (0.0402)	0.130** (0.0408)	0.127*** (0.0421)
u_{it}	-0.0348* (0.0184)	-0.0355** (0.0182)	-0.0367** (0.0183)
$ldiversif_{it}u_{it}$	-3.203*** (0.194)	-3.201*** (0.189)	-3.204*** (0.189)
$lfindepth_{it}$		0.0108*** (0.00498)	0.0108*** (0.00499)
$lcorrupt_{it}$			0.00393 (0.00495)
Constant	0.0552*** (0.00995)	0.0209 (0.0190)	0.0203 (0.0190)
Observations	190	190	190
R^2	0.916	0.912	0.917

Les écarts-types entre parenthèse
 * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

En faisant de même selon l'approche de Budas (2009) le résultat reste similaire à un seuil de 1 %.

Tableau 9 – *Effet de la diversification sur les mésalignements approche (Budas, 2009)*

	1	2	3
	Pooled	Pooled	Pooled
<i>ldiversif_{it}</i>	-0.186* (0.110)	-0.220** (0.102)	-0.220** (0.105)
<i>lfindepth_{it}</i>		0.0397*** (0.0129)	0.0397*** (0.0130)
<i>lcorrupt_{it}</i>			0.000110 (0.00963)
Constant	0.0595*** (0.0262)	-0.0668 (0.0475)	-0.0668 (0.0479)
Observations	190	190	190
R^2	0.0217	0.0603	0.0553

Les écarts-types entre parenthèse

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Conclusion

Dans ce travail il était question d'analyser le rôle de la diversification sur les mésalignements des taux de change réel pour les 14 pays de la Zone Franc. Après avoir défini un modèle théorique simple qui met en relation le taux de change réel d'équilibre et certaines variables macroéconomiques, nous avons fait recours à des techniques d'estimations récentes des panels non stationnaires.

Nous parvenons au résultat selon lequel une augmentation de la diversification des exportations en Zone Franc conduit à une diminution de l'ampleur et de la persistance des mésalignements des taux de change réel en Zone Franc. Notre résultat reste robuste au changement de la méthode d'estimation. Nous trouvons par ailleurs que deux principaux fondamentaux permettent d'expliquer le taux de change réel de long terme, à savoir les termes de l'échange et l'aide publique au développement.

En terme d'implication de politique économique ce travail considère la diversification des exportations comme un outil d'ajustement du taux de change réel sur son sentier d'équilibre. De ce fait les leviers (chaînes de valeur, innovations, diversification géographique, etc.) à même de renforcer la diversification des exportations en Zone Franc doivent être prioritaires pour la survie de l'union monétaire. Une diversification plus importante des économies à l'échelle sous-régionale (politiques communes) permettra donc de renforcer la solidité de la Zone et capitaliser sur les avantages de l'union monétaire et du régime de change en vigueur.

Bibliographie

- [1] Abdih, Y. and Tsangarides, C. (2010) : « FEER for the CFA Franc». Applied Economics, 42 : 2009-2029.
- [2] Ades, A. (1996) : « GSDEEMER and STMPIs : New Tools for Forecasting Exchange Rates in Emerging Markets», Economic Research, Goldman Sachs.
- [3] Aghion, P., Bacchetta, P., Ranci re, R., Rogoff, K. (2009) : « Exchange rate volatility and productivity growth The role of financial development». J. Monet. Econ. 56 (4), 494-513.
- [4] Allegret, J.-P., Couharde, C., Mignon, V., (2014) : « Current accounts and oil price fluctuations in oil-exporting countries the role of financial development». J. Int. Money Et Financ. 47, 185-201.
- [5] Asongu, S. (2014) : « Reer Imbalances and Macroeconomic Adjustments : evidence from CEMAC Zone», African Governance and Development Institute. Working Paper 14/019.
- [6] Baffes, J., I. Elbadawi Et S. O'connel (1997) : « Single-Equation of the Equilibrium Real Exchange Rate», in Hinkle L. et P. Montiel, Exchange rate and measurement for developing countries, Oxford University Press, pp. 405-64.
- [7] Balassa, B. (1994) : « La th orie de la parit  des pouvoirs d'achat : un r examen », Revue d'Economie du D veloppement, No 1, mars, 17-34.
- [8] Balassa, B., (1964) : « The purchasing-power parity doctrine : a reappraisal ». Journal of Political. Economy. 72(6) 584.-596.
- [9] Bikai, J., L., et Owoundi, F., F., (2016) : « Le Choix d'un R gime de Change permet t-il de limiter les m salignements du taux de change ? L'exemple des pays d'Afrique Sub-saharienne». BEAC Working Paper, N 02/16.
- [10] Banerjee, A. (1999) : « Panel Data Units and Cointegration : an Overview», Oxford Bulletin of Economics and Statistics, vol. 61, No 3, pp. 607-629.
- [11] Bjorland, H. (2004) : « Estimating the equilibrium real exchange rate in Venezuela», Economics Bulletin, 6(6), 1-8.
- [12] Bodart, V., Candelon, B., Carpentier, J.F., (2012) : « Real exchanges rates in commodity producing countries : a reappraisal», Journal of International Money Finance 31, 1482-1502.
- [13] Bodart,V ; Carpentier, J., F., (2016) : « Real exchange rates and skills », Journal of International Money Finance.
- [14] Bordo, M. D., Choudhri, E., U. Fazio, G. and MacDonald, R. (2017) : « The real exchange rate in the long run : Balassa-Samuelson effects reconsidered,» Journal of International Money and Finance, 75, 69-92.

- [15] Bouoiyour J. et Kuikeu O., (2007) : « Pertinence de la dévaluation du Franc CFA de janvier 1994 : une évaluation par le taux de change réel d'équilibre ; cas de l'économie camerounaise », Document de travail MPRA n° 31357, Université de Pau, 35 pages.
- [16] Clark, P. Et R. Mac Donald (1998) : « Exchange Rate and Economic Fundamentals : A Methodological Comparaison of BEERs and FEERSs », IMF Working Paper 98/67, Washington, D.C. : IMF, May.
- [17] Cottet, C. ; Madariaga, N., et Jegou, N., (2012) : « La Diversification des exportations en Zone Franc : degree, sophistication et dynamique ». *Macroéconomie et Développement*, N°3.
- [18] Coudert, V. & Couharde, C. (2009) : « Currency Misalignments and Exchange Rate Regimes in Emerging and Developing Countries », *Review of International Economics*, 17(1), 121-136
- [19] Coudert, V., Couharde, C., et Mignon, V. (2013) : « Les mésalignements de taux de change réels à l'intérieur de la Zone euro », *Revue de l'OFCE*, 127(1), 35-56.
- [20] Couharde, C. ; Coulibaly, I. et Damette, O. (2012) : « La Dynamique d'ajustement des taux de change reels dans la Zone Franc CFA », *Revue Economique*, 63(3), 545-555.
- [21] Couharde, C. Delatte, A. ; Grekou, C. ; Mignon, V. and Morvillier, F. (2017) : « EQ-CHANGE : A World Database on Actual and Equilibrium Effective Exchange Rates », Working Paper CEPII 2017-14.
- [22] Cottani, J.A., F. Cavallo Et M.S. Khan (1990) : « Real Exchange Rate Behavior and Economic Performance in LDCs », *Economic Development and Cultural Change*, vol. 39, No 3, pp. 61-76.
- [23] Devarajan, S. (1997) : « Real exchange rate misalignment in the CFA Zone ». *Journal of African Economies*, 6 : 35-53.
- [24] Dickey, D. Et W. Fuller (1979) : « Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with Unit Root », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 74, No 2, pp. 427-81.
- [25] Drine et Rault C. (2005) : « Déterminants de long terme des taux de change réels pour les pays en développement : une comparaison internationale », *Revue d'économie du développement*, 13, 123-150.
- [26] Dubas, J., (2009) : « The Importance of Exchange rate Regime in Limiting Misalignment ». *World Development*, 37(10), 1612-1622.
- [27] Edwards, S. (1988) : « Real and Monetary Determinants of Real Exchange Rate Behavioral », *Journal of Development Economics*, vol. 29, No 1, pp. 311-341.
- [28] Edwards, S. (1989) : « Real Exchange Rates, Devaluation and Adjustment : Exchange Rate Policy in Developing Countries », Cambridge, Mass : MIT Press.
- [29] Edwards, S. (1993) : « Openness, Trade Liberalization, and Growth in Developing Countries », *Journal of Economic Literature*, American Economic Association, vol. 31, No 3, pp. 1358-1393.

- [30] Elbadawi, I. (1994) : « Estimating Long-Run Equilibrium Real Exchange Rates», in J. Williamson (ed.), *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, Washington, D.C. : Institute for International Economics.
- [31] Elbadawi, I. Et R. Soto (1995) : « Capital Flows and Equilibrium Real Exchange Rate in Chile», *Policy Research Working Paper*, No 1306, Banque mondiale, Washington DC.
- [32] Elbadawi, I. Et R. Soto (1997) : « Real Exchange Rates and Macroeconomic Adjustment in Sub-Saharan Africa and Other Developing Countries», *Journal of African Economies*, Vol 6, No 3, Supplement, pp. 74-120.
- [33] Elbadawi, I. (1999) : « Can Africa Export Manufactures : The Role of Endowment, Exchange Rates, and Transaction Costs», *World Bank : Policy Research Working Paper*, No. 2120.
- [34] Etta-Nkwelle, M.; Jeong, J., G. and Fanara, F. (2010) : « Misalignment of the real exchange rate in the African Financial Community (CFA Zone) and its policy implications», *Applied Financial Economics*, 20(15), 1205-1210.
- [35] Easterly, W. and Reshef, A. (2010) : « African Export Successes : Surprises, Stylized Facts, and Explanations», *NBER Working Paper No 16597*, Cambridge, MA.
- [36] Finger, J. M. and Kreinin, M. E. (1979) : « A measure of export similarity' and its possible uses», *the Economic Journal*, 89 : 905-12.
- [37] Freund C, Pierola MD (2012) : « Export surges», *J Dev Econ* 2012; 97(2) : 387-395.
- [38] Ghura, D. Et T. Grennes (1993) : « The Real Exchange Rate and Macroeconomic Performance in Sub-Saharan Africa», *Journal of Development Economics*, vol. 42, No 2, pp. 155-174.
- [39] Gnimassoun, B., (2012) : « Mésalignements du Franc CFA et influence de la monnaie ancre », *Economie & prévision*, 200-201, 2, 91-119.
- [40] Gnimassoun, B. (2017) : « Exchange Rate Misalignment and the External Balance Under a Pegged Currency System», *Review of International Economics*, 25(5), 949-974.
- [41] Halpern, L. Et C. Wyplosz (1997) : « Equilibrium Exchange Rates in Transition Economies», *IMF Staff Papers*, Vol 44, No.4, December.
- [42] Im, K.S., M.H. Pesaran et Y. Shin (1997) : « Testing for unit roots in heterogeneous panels», *Discussion Paper*, University of Cambridge, June.
- [43] Im, K.S., M.H. Pesaran et Y. Shin (2003) : « Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels», *Journal of Econometrics*, 115, pp. 53-74.
- [44] Kao C., Chang M. H. (2000) : « On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data », *Advances in Econometrics*, 15, p. 179-222.
- [45] Krugman P. (1993), *Lessons of Massachusetts for EMU'*, in Torres F. and Giavazzi F. (eds), *Adjustment and Growth in the European Monetary Union*, Cambridge, Cambridge University

- [46] Levin, A., C.F. Lin, Et C.J. Chu (2002) : « Unit Root Tests in Panel Data : Asymptotic and Finite-Sample Properties », *Journal of Econometrics*, 108, pp. 1-24.
- [47] Maddala G.S. et Wu S. (1999) : « A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 61, n° S1, pp. 631-652.
- [48] Mac Donald, R. Et L. Ricci (2003) : « Estimation of the equilibrium real exchange rate for South Africa », *IMF Working Paper*, 2003/ 44, Washington, D.C., IMF.
- [49] Melitz, M. J. (2003), « The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity », *Econometrica*, 71, 6, 1695-725.
- [50] Montiel, P. (1997) : « Exchange Rate Policy and Macroeconomic Management in Asean Countries », in J. Hicklin et al. (eds) *Macroeconomic Issues Facing Asean Countries*, Washington, D.C., IMF.
- [51] Nourira, R. and Sekkat, K., (2015) : « What determines the extent of real exchange rate misalignment in developing countries ? », *International Economics*, 141, 135-151.
- [52] Ouattara B. et Strobl E. (2003) : « Do Aid Inflows Cause Dutch Disease? A Case Study of the CFA Franc Countries », *The School of Economics Discussion Paper*, Series 0330, 11 pages.
- [53] Pedroni, P. (1996) : « Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels and the case of Purchasing Power Parity », *Indiana University Working Paper in Economics*, No. 96-020, June.
- [54] Pedroni, P. (1997) : « Panel cointegration : asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis : New results », *Indiana University Working Paper in Economics*, April.
- [55] Pedroni, P. (1999) : « Critical values for cointegrating tests in heterogeneous panels with multiple regressors », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol 61, Supplement, pp. 653-670.
- [56] Pedroni, P. (2000) : « Fully-Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels », *Advances in Econometrics*, 15, 93-130, Edited by Badi H. Baltagi, Department of Economics, Texas A&M University, 339.
- [57] Pedroni, P. (2001) : « Panel Cointegration Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis », *Indiana University Working Papers*, Department of Economics.
- [58] Pedroni, P. (2004) : « Panel Cointegration ; Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the Purchasing Power Parity Hypothesis », *Econometric Theory*, 20, 597- 625.
- [59] Raymond, H., Coulibaly, D., Omgba, L., D., (2017) : « Exchange rate misalignments in energy-exporting countries : Do sovereign wealth funds matter ? », *International Economics*, 152, 124-144.

- [60] Razin, O. Et S. Collins (1997) : « Real exchange rate misalignments and growth», NBER Working Paper 6174, Cambridge, Mass., September.
- [61] Rodrik, D. (2008), « The Real Exchange Rate and Economic Growth», Brookings Papers on Economic Activity, 2, 365-412.
- [62] Sekkat Kh, Varoudakis (2000) : « A. Exchange rate management and manufactured exports in Sub-Saharan Africa». J Dev Econ 2000 ; 61(1) : 237-55.
- [63] Stock, J. et Watson, M. (1993) : « A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems», Econometrica, 61, 783-820.
- [64] Soto, R. (1996) : « El tipo de cambio real de equilibrio : un modelo no lineal de series de tiempo», in Analisis Empirico del tipo de Cambio en Chile, Felipe Morande, and Rodrigo Vergara (eds).
- [65] Tran, T. A-D ; Diaw, D. ; Phi, M.H. (2017) : « Export diversification and real exchange rate in emerging Latin America and Asia : A South-North vs South-South decomposition », The Journal of International Trade and Economic Development
- [66] Tsangarides C.G., Roudet S. et Saxegaard M. (2007) : « Estimation of Equilibrium Exchange Rates in the WAEMU : A Robustness Approach», IMF Working Paper n° 07/194, 54 pages.
- [67] Wondemu, K. and Potts, D. (2016) : « The impact of the Real Exchange Rate Changes on Export Performance in Tanzania and Ethiopia», African Development Bank, Working Paper N 240.
- [68] Xiaopu, Z. (2002) : « Equilibrium and misalignment :an assessment of the RMB exchange rate from 1978 to 1999», Center for Research on Economic Development and Policy Reform Working Paper, No 127.
- [69] Yamb, E. (2007) : « Mésalignement et dynamique de convergence du taux de change réel en Zone CFA», Thèse de Doctorat, Université de Paris 1, 190 pages.
- [70] Zhang, Z. (2001) : « Real exchange rate misalignment in China : an empirical investigation», Journal of Comparative Economics, 29(3), 466-484.

Annexe

Tableau 10 – (Annexe 1) *Statistiques descriptives*

Variable	Obs	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum
Taux de change réel	308	4.5592	0.1132	4.0367	5.1413
Diversification des exportations	308	-0.25199	0.0735	-3.7979	0.2075
Productivité relative	308	-1.9847	0.6580	5.7053	9.8875
Termes de l'échange	308	4.7385	0.3741	3.0632	5.4705
Politique commerciale	307	4.2385	0.4841	3.4253	6.2761
Mouvement de capitaux à long terme	307	1.7312	1.2569	-5.6495	4.2736
Dépenses publiques	308	4.7237	1.0015	0	5.7268
Investissement intérieur	308	4.7423	0.9661	0	5.7301
Corruption	200	3.2813	0.7868	1	4.4011
Développement financier	308	2.9945	0.4475	1.7466	4.01688

Tableau 11 – (Annexe 2) *Liste de pays de l'échantillon*

CEMAC		UEMOA	
Cameroun	RCA	Bénin	Mali
Congo, Rép.	Tchad	Burkina Faso	Niger
Gabon		Côte d'Ivoire	Sénégal
Guinée Equatoriale		Guinée Bissau	Togo

Tableau 12 – (Annexe 3) *Test de cointégration et de racine unitaire*

Ordre d'intégration	Variables	Fisher-ADF
En niveau	diversification des exportations	-2,211***
	Corruption	0,217
	Développement financier	-1,897***
En différence	diversification des exportations	-5,993***
	Corruption	-3,704***
	Développement financier	-8,888***

Note : ***significativité à 1%

Annexe 4 : Synthèse de travaux empirique en Zone Franc

Tableau 13 – Synthèse de travaux empirique en Zone Franc

Auteurs	Echantillon	Méthodes économétriques	Variables retenues	Résultats
Baffes, Elbadawi et O'Connell (1997)	Deux pays (Côte-d'Ivoire, Burkina Faso)	modèle à correction d'erreur. Procédure en trois étapes : ordre d'intégration des variables, estimation.	Termes de l'échange, degré d'ouverture, équilibre des ressources, part de l'investissement, niveau de prix étrangers	Mise en évidence de la sensibilité du taux de change d'équilibre au choix des fondamentaux et à la méthode d'estimation
Drine et Rault (2005)	45 pays en développement	Tests de Racine unitaire sur données de Panel, Tests de cointégration sur donnée de panel Estimaion FMOLS	Termes de l'échange, politique commerciale, flux d'investissements directs étrangers en pourcentage du PIB, Dépenses publique, investissement domestique, le revenu par tête	Une amélioration des termes de l'échange, une hausse de revenu par tête et les flux des capitaux entraînent une appréciation de long terme du taux de change réel. En revanche, une hausse de l'investissement domestique et du degré d'ouverture économique entraîne une dépréciation du taux de change réel ; l'effet d'une hausse des dépenses publiques étant quant à lui ambigu.
Bodart et Carpentier (2016)	22 pays dont l'Afrique du Sud	Données de panel, effet fixe	Productivité du travail, dépenses publiques, population, ouverture commerciale, termes de l'échanges, le revenu par tête	La productivité du travail est un déterminant de long terme du taux de change réel d'équilibre
Ouattara et Strobl (2003)	pays de la zone franc	MCO, Cointégration de Johansen et MCE	Flux d'aide, terme de l'échange, dépenses publiques, investissement, degré d'ouverture, crédit	Pas d'effet dutch disease créé par l'aide étrangère, effet de dépréciation de l'aide
Bouoiyour et Kuikeu (2007)	Cameroun	MCO	consommation publique, degré d'ouverture, balance commerciale, terme de l'échange	Forte surévaluation du taux de change avant 1994 justifiant la dévaluation
Tsangarides et al (2007)	UEMOA	série temporelle par pays et cointégration en panel	Termes de l'échange, productivité, degré d'ouverture, dépenses publiques, investissement	Divergence dans l'appréciation des mésalignements entre méthode en panel et méthode en séries temporelles
Yamb (2007)	5 pays de la zone franc CFA	MCO dynamiques par pays	Flux d'aide, termes de l'échange, PIB par tête, consommation publique, degré d'ouverture, investissement	Présence d'effet Dutch disease de l'aide étrangère dans la zone CFA
Abdih et Tsangarides (2010)	pays de la zone franc	Modèle VAR, cointégration de Johansen	Termes de l'échange, consommation publique, degré d'ouverture, investissement, productivité	Pas de mésalignement en 2005, retour à l'équilibre deux fois plus lent pour la CEMAC que pour l'UEMOA
Couharde et al (2012)	pays de la zone franc	Cointégration en panel, MCE à transition lisse	Termes de l'échange, productivité, degré d'ouverture, dépenses publiques, avoirs extérieurs nets	Asymétries du processus d'ajustement des taux de change effectifs réels

Auteurs	Echantillon	Méthodes économétriques	Variables retenues	Résultats
Gnimassoun (2012)	12 pays de la zone franc	Cointégration en panel, MCO dynamique, Pooled Mean Group	Termes de l'échange, consommation publique, degré d'ouverture, aide publique, investissement, PIB par tête	Identifie trois périodes durant lesquels la monnaie ancre et les fondamentaux de la zone franc ont joué des rôles plus moins importants. il montre également une hétérogénéité des désalignements du TCR entre les pays et d'autre part, une réduction de la marge de manoeuvre des PAZF en termes de compétitivité prix depuis 2002.
Asongu (2014)	4 pays de la zone CEMAC	Cointégration en panel	Termes de l'échange, consommation publique, degré d'ouverture, investissement, productivité	La dynamique du TCR est expliqué par les termes de l'échange, les dépenses publiques, l'ouverture, le PIB par tête et l'investissement. Par ailleurs, l'auteur montre qu'il existe un mésalignement significatif pour le Cameroun et le Gabon.

Source : Gnimassoun et al. (2012)