

## Mésalignements du taux de change effectif réel et diversification des exportations en Zone CEMAC

*Mbang Marthe Olga, PhD*

Université de Yaoundé II, IRIC, Cameroun

[Doi:10.19044/esj.2022.v18n9p111](https://doi.org/10.19044/esj.2022.v18n9p111)

Submitted: 25 October 2021

Accepted: 12 March 2022

Published: 31 March 2022

Copyright 2022 Author(s)

Under Creative Commons BY-NC-ND

4.0 OPEN ACCESS

*Cite As:*

Mbang M. O. (2022). *Mésalignements du taux de change effectif réel et diversification des exportations en Zone CEMAC*. European Scientific Journal, ESJ, 18 (9), 111.

<https://doi.org/10.19044/esj.2022.v18n9p111>

### Résumé

L'objectif du présent article est d'analyser, à partir des données de la Banque Mondiale (BM) et du CEPII, les effets des mésalignements du taux de change effectif réel, sur la diversification des exportations, la zone CEMAC entre 2000 et 2017. La portée de cette étude est double. D'une part, elle apporte des éléments d'information aux décideurs dans les pays de la zone CEMAC pour l'élaboration d'une stratégie de prévention des crises de la balance des paiements. D'autre part, aucune étude, à notre connaissance, ne semble avoir établi le lien entre les mésalignements du taux de change et la diversification des exportations en zone CEMAC. A cet effet, les mésalignements sont d'abord, estimés à partir d'un modèle en panel dynamique. Ensuite, le TCE est estimé au moyen du modèle BEER via la technique d'estimation du Pooled Mean Group. Enfin, l'estimation des effets des mésalignements du TCER sur la diversification des exportations utilise la technique d'estimation des doubles moindres carrés en panel. Les résultats montrent qu'il existe un mésalignement du taux de change effectif réel par rapport à sa valeur d'équilibre dans la zone CEMAC et que ces mésalignements limitent la diversification des exportations des pays de cette zone. Il faudrait donc un dosage adéquat des politiques monétaire et budgétaire, dans le cadre d'un policy mix. Ceci, à l'effet de réduire l'influence négative de la forte dépendance du FCFA vis-à-vis de l'euro, sur la diversification des exportations des pays de la CEMAC. Cette mesure favoriserait un meilleur ajustement du taux de change vers sa trajectoire d'équilibre à long terme.

**Mots clés :** Mésalignements, taux de change effectif réel, diversification, CEMAC

---

## **Misalignments of the Real Effective Exchange Rate and the Export Diversification in the CEMAC Zone**

*Mbang Marthe Olga, PhD*

University of Yaounde II, IRIC, Cameroon

---

### **Abstract**

The objective of this paper is to analyze, based on data from the World Bank (WB) and CEPII, the effects of real effective exchange rate misalignments on export diversification in the CEMAC zone between 2000 and 2017. The scope of this study is twofold. On the one hand, it provides information to decision-makers in the countries of the CEMAC zone for the development of a strategy for the prevention of balance of payments crises. On the other hand, no study to our knowledge seems to have established the link between exchange rate misalignments and export diversification in the CEMAC zone. To this end, the misalignments are first estimated from a dynamic panel model. Then, the TCE is estimated using the BEER model via the Pooled Mean Group estimation technique. Finally, the estimation of the effects of REER misalignments on export diversification uses the panel two-stage least squares estimation technique. The results show that there is a misalignment of the real effective exchange rate compared to its equilibrium value in the CEMAC zone and that these misalignments limit the diversification of exports from these countries. An adequate mix of monetary and fiscal policies is therefore needed within the framework of a policy mix. This has the effect of reducing the negative influence of the strong dependence of the FCFA on the euro on the diversification of exports from CEMAC countries. This measure would promote a better adjustment of the exchange rate towards its long-term equilibrium path.

---

**Keywords:** Misalignments, real effective exchange rate, diversification, CEMAC

### **1. Introduction**

Depuis l'abandon du système monétaire international de Bretton-Woods, un regain d'intérêt a émergé au sujet du calcul des taux de change d'équilibre et, surtout, de l'impact de leurs déviations sur les échanges commerciaux (Borowski, Couharde & Thibault, 1998). Bien que la stabilité des taux de change soit, le plus souvent, perçue comme favorable au

commerce, il est important de noter que celle-ci n'est pas toujours une garantie pour un accroissement des échanges commerciaux (Auboin & Ruta, 2011 ; Bacchetta & Van Wincoop, 1999 ; Nono, 2020). Ces auteurs pensent que la stabilité des taux de change n'est pas nécessairement associée à une augmentation des flux commerciaux. Toutefois, celle-ci est souvent perçue comme favorable au commerce et donc au bien-être. Pour Krugman & Obstfeld (2006), toute déviation par rapport à la parité des pouvoirs d'achat peut être vue comme une variation du taux de change réel. Toutes choses égales par ailleurs, lorsque la demande relative mondiale pour le produit intérieur domestique augmente, la monnaie subit une appréciation réelle à long terme (soit une diminution du taux de change réel à l'incertain). Et en cas d'accroissement du produit intérieur domestique par rapport au produit intérieur étranger, la monnaie subit une dépréciation réelle à long terme (soit une augmentation du taux de change réel à l'incertain).

Une analyse en termes de déviation persistante du taux de change par rapport à sa trajectoire d'équilibre (mésalignements du taux de change) révèle que les déséquilibres de taux de change importants constituent l'asymétrie la plus grave de l'économie mondiale aujourd'hui. En effet, les distorsions de cette nature et de cette ampleur sont souvent susceptibles d'inciter certains pays à adopter des mesures protectionnistes (Bergsten, 2005, Salvatore, 2005<sup>1</sup>). D'autre part, l'impact des mésalignements dépend d'un certain nombre de caractéristiques telles que la stratégie de tarification des entreprises actives dans le commerce international et l'importance des réseaux de production mondiaux (Auboin & Ruta, 2011). Toutefois, cet effet devrait disparaître à long terme à moins qu'une autre distorsion ne survienne dans l'économie. Des études empiriques montrent une existence possible d'effets à court terme mais l'ampleur et la persistance des mésalignements sur la différenciation des flux commerciaux dans le temps ne sont pas cohérentes d'une étude à l'autre.

Contrairement aux considérations précédentes, (Bourevet & Sterdyniak 2006)<sup>2</sup> montrent que certains pays ont souvent utilisé les déviations persistantes du taux de change d'équilibre pour relancer leurs exportations, leur croissance économique et dont les implications, en termes de réduction

---

<sup>1</sup> Selon Salvatore (2005), les déséquilibres des taux de change importants constituent l'asymétrie la plus grave de l'économie mondiale d'aujourd'hui en raison des interférences dont ils font l'objet au niveau de la spécialisation internationale ainsi que les échanges commerciaux fondés sur un avantage comparatif.

<sup>2</sup> Les auteurs s'inspirent ainsi du modèle chinois qui repose sur une sous-évaluation du Renminbi (RMB) qui a permis à la Chine d'amorcer une croissance vigoureuse, un solde extérieur excédentaire conjugués avec une maîtrise de l'inflation. Cette situation de déviation persistante de la trajectoire d'équilibre (sous-évaluation) de la monnaie chinoise est selon certains auteurs à l'origine des déséquilibres mondiaux qui se manifestent notamment à travers le déficit courant américain ou la persistance du chômage de masse en Europe occidentale.

du chômage, sont perceptibles. Selon le consensus de Washington, l'impact de la surévaluation est très différent de celui de la sous-évaluation. En effet, la surévaluation provoque un déséquilibre extérieur, ce qui peut nécessiter une croissance plus faible pour établir un équilibre extérieur. À contrario, une sous-évaluation peut conduire à une surchauffe de l'activité économique et à un excès d'inflation. Ceci devrait, par conséquent, nuire à la croissance à moyen terme: Berg & Miao (2010). Pour Rodrik (2008), les écarts, par rapport aux variables macroéconomiques fondamentales, sont plus importants que les écarts par rapport à la parité des pouvoirs d'achat et l'impact en termes de surévaluation est différent par rapport à la sous-évaluation. En effet, la surévaluation est mauvaise en ce sens qu'elle réduit le secteur des biens échangeables, même si cette surévaluation est dictée par les fondamentaux de l'économie. Tandis que la sous-évaluation est bonne pour les raisons similaires.

Les mésalignements durables sont susceptibles d'induire des distorsions dans les prix relatifs des biens échangeables, par rapport aux biens non échangeables avec possibilité de générer une certaine instabilité. Les effets sont différents selon qu'il s'agisse d'une surévaluation ou d'une sous-évaluation. En effet, tandis que la sous-évaluation améliore la compétitivité, stimule la production nationale, l'investissement, les exportations et réduit les importations avec une conjugaison de tous ces effets précédents sur l'amélioration du solde courant du PIB et de l'emploi, la surévaluation quant à elle reflète généralement une certaine incohérence des décisions de politique macroéconomique avec une augmentation de la probabilité d'apparition des crises de balance des paiements et de change qui contribuent à une détérioration de la croissance économique : Béreau, Villaviciencio & Mignon (2009). Cependant, de telles distorsions du taux de change dans les flux commerciaux en zone CEMAC méritent bien de s'y appesantir et surtout de s'interroger sur la manière dont les déviations persistantes du taux de change impactent la diversification de ses exportations. Pour y apporter des éléments de réponse, une brève revue de la littérature est d'abord présentée (1), en suite la stratégie empirique est implémentée (2), suivie de la présentation des résultats (3) avant de conclure l'étude.

## **2. Brève revue de la littérature**

La littérature économique présente en général deux principales théories du taux de change réel d'équilibre : la première approche repose sur un modèle d'équilibre général inter temporel à deux secteurs ; elle définit le taux de change réel d'équilibre comme le prix relatif des biens échangeables par rapport aux biens non échangeables. D'un point de vue théorique, elle est la plus achevée mais est cependant complexe à mettre en œuvre empiriquement. La seconde approche est plus macroéconomique et définit le taux de change

comme un indicateur de compétitivité ; son niveau d'équilibre permet d'atteindre l'équilibre externe tout en étant compatible avec l'équilibre interne. Le calcul empirique dans ce cas est plus aisé et s'appuie sur les mécanismes les plus robustes inscrits dans les modèles macro économétriques (Elfathaoui, 2019).

La notion de taux de change réel d'équilibre est définie par Edwards (1988) comme le prix relatif des biens échangeables par rapport à celui des biens non échangeables qui, toutes choses égales par ailleurs, assure simultanément l'équilibre interne et l'équilibre externe de l'économie. Le taux de change réel d'équilibre n'est pas immuable. Sa valeur dépend de celles des autres variables déterminantes de l'équilibre interne et externe, appelées "fondamentaux" du taux de change réel (flux internationaux de capitaux, termes de l'échange, politique commerciale, niveau – et composition – de la dépense publique, progrès de productivité, etc..). Le taux de change réel d'équilibre est ainsi déterminé uniquement par ses fondamentaux : Lamiaa (2019). En revanche, le taux de change réel courant répond également à court et moyen termes aux variations de politiques macroéconomiques. Lorsque le taux de change réel courant diffère sensiblement de son sentier d'équilibre, on parle de mésalignements (sous ou surévaluation) du taux de change réel. Un tel mésalignement peut être engendré par des politiques macro-économiques (politique monétaire/budgétaire et de change) inadéquates, menant le plus souvent à une surévaluation du taux de change réel et, ce faisant, à une perte de compétitivité-prix.

La surévaluation du taux de change réel peut porter préjudice aux exportations et, avec le temps, faire disparaître les infrastructures agricoles : World Bank (1984), Pfefferman et al. (1985). Ces types de coût peuvent même être significatifs dans une situation de mésalignements structurel de court terme sous l'hypothèse d'une imperfection des marchés de capitaux domestiques. Les mésalignements du taux de change réel peuvent aussi favoriser la spéculation, conduisant ainsi à une fuite massive des capitaux vers l'étranger et une réduction du bien-être social dans le pays : Cuddington (1986). Le mésalignement du taux de change réel impose donc un coût social à gérer. Ainsi, dans le cas d'un mésalignement d'origine macroéconomique, une solution de convergence à l'équilibre serait l'élimination de la source du déséquilibre macroéconomique en d'autres termes, l'incompatibilité des politiques macroéconomiques et le système de taux de change nominal ; ainsi, les autorités politiques pourraient tout simplement attendre un ajustement instantané de l'économie c'est-à-dire, la convergence à l'équilibre du taux de change réel observé. Cependant, cette politique de désinflation d'ajustement automatique présente des limites qui peuvent particulièrement s'avérer préjudiciables sous un régime prédéterminé de taux de change nominal : Bakour et al. (2021). Même après avoir contrôlé les forces macroéconomiques

inconsistantes qui seraient la source du mésalignements d'origine macroéconomique, le taux de change réel s'écartera toujours de son niveau d'équilibre, la question du retour de celui-ci à son niveau d'équilibre restant toujours d'actualité.

### **3. Méthodologie et données de l'étude**

L'étude de l'effet des mésalignements sur la diversification des exportations procède en trois étapes: La spécification des modèles d'estimation du TCE, puis celle de la diversification et enfin par la technique d'estimation des deux variables conjointement.

#### **3.1. Spécification des modèles d'estimation du TCE**

Le BEER<sup>3</sup> (Behavioural Equilibrium Exchange Rate) est le modèle d'estimation du taux de change d'équilibre des pays de la CEMAC adopté dans le cadre de cette étude. Ce modèle suppose une relation de cointégration entre le Taux de Change d'Équilibre (TCE), le Taux de Change Réel (TCR) et les variables macroéconomiques fondamentales qui l'expliquent. D'autres modèles concurrents tels que la PPA (Parité des Pouvoirs d'Achat) ou le FEER<sup>4</sup> (Fundamental Equilibrium Exchange Rate) existent. Mais le modèle de PPA est un modèle de très long terme qui suppose un rattrapage technologique intégral entre les pays dans le monde (Benassy-Quéré, Bereau & Mignon, 2009 ; Robinson, 2010). Or, on peut observer que ce rattrapage technologique n'est pas encore achevé dans nos pays.

Aussi, il ressort que les applications du modèle de PPA en vue de la détermination du taux de change d'équilibre dans la zone CFA ont tendance à être invalides suivant les études menées par Odedokun, (2000), ou Bahmani-Oskooee & Gelan, (2006). D'un autre point de vue, le modèle FEER présente un contenu normatif important et est très sensible aux écarts de cibles de la balance courante et aux outputs gaps (Borowski, Couharde & Thibault, 1998). De plus, le FEER est une approche de détermination du taux de change d'équilibre de moyen terme (Aydin, 2010). Le NATREX quant à lui est conçu comme une approche dynamique d'estimation du taux de change d'équilibre de long terme et permet la réalisation simultanée de l'équilibre interne et externe.

---

<sup>3</sup> Le BEER est une approche comportementale d'estimation du taux de change d'équilibre développée par MacDonald (1997) ; Clark & MacDonald (1998).

<sup>4</sup> Le modèle FEER est un modèle précurseur des modèles NATREX et BEER. Ce dernier a été développé par Williamson (1983,1985). Il rentre dans la catégorie des modèles qui ont été inspirés des travaux de Meese & Rogoff (1983) lorsqu'ils ont mis en évidence l'incapacité des modèles traditionnels (modèles monétaires et de portefeuille) à mieux prévoir l'évolution des taux de change qu'un processus de marche aléatoire

La complexité de sa construction théorique rend délicat son évaluation empirique. Le modèle BEER se présente donc comme suit :

$$TCER_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 GOV_{i,t} + \beta_2 OUV_{i,t} + \beta_3 PROD_{i,t} + \beta_4 TOT_{i,t} + \beta_5 NFA_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

Où  $TCER_{i,t}$  est le Taux de Change Effectif Réel du pays  $i$  à la date  $t$  ;  $NFA_{i,t}$ , la Position Nette Extérieure du pays  $i$  à la date  $t$  ;  $GOV_{i,t}$ , les Dépenses gouvernementales en % du PIB $_{i,t}$  du pays  $i$  à la date  $t$  ;  $TOT_{i,t}$ , les Termes de l'Échange du pays  $i$  à la date  $t$  ;  $OUV_{i,t}$ , le Degré d'ouverture commerciale du pays  $i$  à la date  $t$  et  $PROD_{i,t}$ , la Productivité du pays  $i$  à la date  $t$ . Avec  $\varepsilon_{i,t}$ , l'erreur associée au pays  $i$  à la date  $t$ . Le tableau 1 ci-dessous décrit les sources des données à utiliser.

**Tableau 1** : Présentation des variables du modèle d'estimation du TCE en zone CEMAC

VARIABLES	DEFINITION	SOURCE
TCER	Taux de Change Effectif Réel	CEPII
NFA	Position Nette Extérieure	WDI
GOV	Dépenses gouvernementales en % du PIB	WDI
TOT	Termes de l'Échange	WDI
OUV	Degré d'ouverture commerciale	WDI
PROD	Productivité	CEPII

Source : auteur

### 3.2. Spécification du modèle d'estimation de la diversification

Le modèle théorique est inspiré des travaux d'Elhiraika & Mbate (2014) et se présente comme suit :

$$Y_{i,t} = \alpha Y_{i,t-1} + \beta X'_{i,t} + MIS_{i,t} + \eta_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

Dans ce modèle,  $Y_{i,t}$  est la variable expliquée ou dépendante représentant l'indice normalisé Herfindhal-Hirschman (2012). C'est un indice synthétique de diversification des exportations des pays de la CEMAC.  $Y_{i,t-1}$  est la valeur de l'indice Herfindhal-Hirschman en début de période.  $X'_{i,t}$  est un vecteur qui prend en compte les variables de contrôle dont l'influence est plus ou moins significative sur la diversification des exportations de la CEMAC. Ce vecteur est constitué des variables de contrôle qui sont présentées dans le tableau 2 ci-dessous.  $MIS_{i,t}$  est la variable explicative d'intérêt dont il est important d'évaluer l'effet sur la diversification des exportations en zone CEMAC.  $\eta_i$  est l'effet fixe individuel propre à chaque pays de la CEMAC et  $\varepsilon_{i,t}$  est le terme d'erreur. Les variables du modèle sont présentées dans le tableau 2 ci-dessous.

**Tableau 2** : Définition des variables et sources de données relatives à l'effet des mésalignements sur la diversification des exportations en zone CEMAC

VARIABLES	DEFINITIONS	SOURCES
DIV	Indice de diversification des exportations	WDI
IDE	Investissements directs étrangers	WDI
MIS	Mésalignements du taux de change	
TBSS	Taux brut de scolarisation au secondaire	WDI
TRANS	Qualité de la transparence au niveau du commerce	WDI
CD	Crédits domestiques	WDI
PROD	Productivité	WDI
EVN	Espérance de vie à la naissance	WDI

Source : auteur

Le modèle empirique est le modèle autorégressif à retard échelonné (ARDL) très cher à Pesaran, Shin & Smith (1999).

Soit un échantillon de N individus observés sur T périodes. On considère le modèle ARDL (Auto Regressive Distributed Lags) (p, q, q...,.....,q) suivant :

$$Y_{i,t} = \sum_{j=1}^p \lambda_{ij} Y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \delta'_{ij} X_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

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

Où  $X_{i,t}$  est la matrice des variables explicatives de format  $(K \times 1)$  ;  $\mu_i$  représente les effets fixes individuels ; les  $\lambda_{ij}$  sont les coefficients affectés aux variables dépendantes individuelles retardées ( $Y_{i,t-j}$ ), et  $\delta'_{ij}$  est une matrice de scalaires de format  $(1 \times k)$ .

Afin d'obtenir une équation à correction d'erreur, l'équation (3) peut être représentée comme suit :

$$\Delta Y_{i,t} = \Phi Y_{i,t-1} + \beta'_t X_{i,t} + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda^*_{ij} \Delta Y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta^*_{ij} \Delta X_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

En empilant toutes les observations pour chaque individu « i », l'équation (4) équivaut à l'équation (5) ci-dessous.

$$\Delta Y_t = \Phi Y_{t-1} + X_t \beta_i + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda^*_{ij} \Delta Y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \Delta X_{t-j} \delta^*_{ij} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

L'équation (5) est caractérisée par les hypothèses ci-dessous :

- Les perturbations  $\varepsilon_{it}$  sont des bruits blancs distribués de manière identique et indépendante. Elles sont aussi indépendantes des régressions  $X_{it}$  ;
- Pour que l'équation (5) soit stable, il est nécessaire que  $\phi_i < 0$ , c'est-à-dire que les racines du polynôme de l'opérateur  $\sum_{j=1}^p \lambda_{ij} \Delta Y_{i,t-1}$  doivent se

situer hors du cercle unité, ce qui se traduit par l'existence d'une relation de long terme entre les variables en niveau. La relation en question s'exprime comme suit :

$$Y_{i,t} = - \left( \frac{\beta_i}{\phi_i} \right) X_i + \eta_{i,t} \tag{6}$$

Avec  $\eta_{i,t}$  un processus stationnaire

- À long terme, les coefficients sont égaux. Ils peuvent cependant être différents à court terme selon les individus qui constituent le panel. De manière formelle, on aura la relation suivante à long terme :

$$\theta_i = \theta = \frac{-\beta_i}{\phi_i} \tag{7}$$

De manière spécifique, l'estimation du modèle et des coefficients de long terme s'effectue par la méthode du maximum de vraisemblance à partir de la fonction de vraisemblance ci-dessous.

$$V(\gamma) = \frac{T}{2} \sum_{i=1}^N \ln 2\pi\sigma_i^2 - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \frac{1}{\sigma_i^2} \cdot \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \frac{1}{\sigma_i^2} (\Delta Y_i - \phi \Gamma_i(\theta)) D_i (\Delta Y_i - \phi \Gamma_i(\theta)) \tag{8}$$

Les estimateurs des coefficients de court et de long terme sont obtenus à partir de la maximisation de la fonction log-vraisemblance (8) par rapport à  $\gamma$ .

Après estimation du coefficient du modèle, nous testons la robustesse des résultats au moyen de la méthode économétrique ci-dessus.

### 3.3. Technique d'estimation du TCE et de la diversification

La technique d'estimation adoptée est le *Pooled Mean Group (PMG)*. Il s'agit d'une méthode efficace d'estimation des panels dynamiques, notamment ceux pour lesquels le nombre d'observations (t) est aussi grand que le nombre d'individus (i)<sup>5</sup> (Pesaran & Shin, 2004). En outre, le PMG offre la possibilité d'estimer une relation de long terme entre différentes variables sans précaution au sujet de la stationnarité et de la cointégration tel que démontré ci-dessous. Cette flexibilité repose sur l'hypothèse selon laquelle la constante du modèle, les coefficients de court terme, et les variances des

<sup>5</sup> Il existe un grand nombre de panel dynamique qu'on peut scinder en trois grands groupes : le premier est celui des panels composés d'un petit nombre d'individus (i) pour un grand nombre de périodes (t). Dans ce cas ARDL (Auto Regressive Distributed Lags) et la méthode SUR sont appropriés pour les estimations. Le deuxième groupe est celui dont le nombre d'individus (i) est plus grand que le nombre de périodes (t). Dans ce cas, les estimateurs classiques tels que les effets fixes dynamiques ou les GMM (Generalized Method of Moments ou Méthode des Moments Généralisés) sont appropriés.

erreurs peuvent différer selon les individus. Mais à long terme, ces coefficients restent identiques. Pour cela, les données sont stationarisées et cointégrées.

#### 4. Résultats et discussion

##### 4.1. Structure de corrélation

**Tableau 3 :** Matrice de corrélation des variables du modèle de détermination du taux de change d'équilibre de la CEMAC

	<i>REER</i>	<i>NFA</i>	<i>GOV</i>	<i>TOT</i>	<i>OUV</i>	
<i>REER</i>	1					
<i>NFA</i>	0,2994	1				
<i>GOV</i>	-0,1717	0,2556	1			
<i>TOT</i>	0,481	0,6011	-0,0567	1		
<i>OUV</i>	-0,3322	0,4913	0,2799	0,1773	1	
<i>PROD</i>	0,1632	0,0529	0,3902	0,2351	0,0875	1

Construction : Auteur à partir des données tirées des bases WDI 2018 et du CEPII 2018

La structure de corrélation permet de connaître s'il existe une liaison entre les variables du modèle, si oui, est-ce une liaison positive ou négative. Il faut rappeler que la corrélation entre deux variables n'est pas toujours synonyme d'une relation de cause à effet entre ces deux variables en ce sens que certains signes des variables qui apparaissent dans ce tableau peuvent être différents des signes observés dans l'estimation du modèle du taux de change d'équilibre proprement dit mettant en relation la variable expliquée qu'est le TCER et ses fondamentaux en zone CEMAC. L'analyse de la relation de corrélation dans le tableau 2 ci-dessus montre que le sens de la corrélation des fondamentaux tels que les termes de l'échange, la productivité, les dépenses gouvernementales et l'ouverture commerciale d'avec le TCER est généralement conforme aux attentes théoriques. En effet, on observe que l'ouverture commerciale et les dépenses gouvernementales auraient un effet négatif sur le TCER des pays de la CEMAC. Ce qui signifie qu'une augmentation des dépenses gouvernementales et une ouverture commerciale plus accentuée auraient un effet négatif sur le TCER alors qu'une augmentation de la productivité et des termes de l'échange auraient un effet positif sur le TCER. Cependant, l'effet de la position extérieure nette ne correspond pas aux attentes théoriques en ce sens que le signe attendu qui aurait dû être négatif est plutôt positif pour ces pays. Ce qui signifie qu'une augmentation de la position nette extérieure aurait un effet positif sur le TCER.

##### 4.2. Estimation du taux de change d'équilibre en zone CEMAC

Les résultats de l'estimation du taux de change d'équilibre par les PMG contenus dans le **tableau 4** ci-dessous répondent de manière générale aux attentes théoriques. En effet, le signe positif et significatif de la

productivité 5% traduit bien l'effet Balassa-Samuelson qui montre qu'une augmentation de 1% de la productivité dans le secteur exposé concourt à une appréciation du TCER des pays de la CEMAC de 0,864%.

**Tableau 4 :** Estimation du taux de change d'équilibre en zone CEMAC

<i>VARIABLES</i>	<i>Pooled Mean Group (PMG) ARDL (1, 2, 2, 1, 2, 1)</i>
<i>BEER</i>	-0,686***
<i>Productivité</i>	0,864** (0,432)
<i>Taux d'ouverture de l'économie</i>	-0,020 (0,037)
<i>Dépenses gouvernementales</i>	0,002 (0,005)
<i>Position nette extérieure</i>	0,282*** (0,088)
<i>Constante</i>	3,100*** (1,191)
<i>Observations</i>	64

**Notes :** les valeurs entre parenthèses correspondent à l'écart type corrigé de l'hétéroscédasticité. \*\*\* p<0,01 significatif à 1%, \*\* p<0,05 significatif à 5%, \* p<0,1 significatif à 10%. **Source :** auteur, estimations réalisées à partir des données tirées des bases WDI 2018 de la Banque Mondiale et du CEPII 2018.

Les résultats du taux d'ouverture de l'économie cadrent aussi avec les attentes théoriques bien que le résultat n'étant pas significatif. En effet, le signe négatif observé au niveau des résultats montre qu'une ouverture commerciale de 1% dans la CEMAC se traduit par une dépréciation du TCER de 0,020%. Ce résultat est similaire à certains travaux tels que ceux de Dufrenot & Yehoué (2005) qui montrent qu'un taux d'ouverture de l'économie croissant aura tendance à générer une dépréciation du taux de change effectif réel.

Le signe des dépenses publiques est positif bien qu'étant non significatif. Ce qui signifie qu'une hausse des dépenses publiques de 1% se traduit par une appréciation du TCER des pays de la CEMAC de 0,002%. Ce signe positif des dépenses publiques cadre bien avec la plupart des travaux théoriques sur la question qui montrent généralement qu'une hausse des dépenses publiques aura tendance à apprécier le TCER si ces dépenses publiques sont orientées vers le secteur des biens non échangeables (Mongardini & Rayner, 2009).

Le signe de la position nette extérieure est positif et significatif à 1%. Ce qui signifie qu'une hausse de la position extérieure nette de 1% (Creusement du déficit par les pays débiteurs de la CEMAC) se traduit par une appréciation du TCER de 0,282%. Il faut noter que ce signe positif cadre bien

avec les attentes théoriques qui montrent généralement qu'un signe positif de la position nette extérieure concourt à une appréciation du TCER (Aydin, 2010 ; Elbadawi, Kaltani & Soto, 2002).

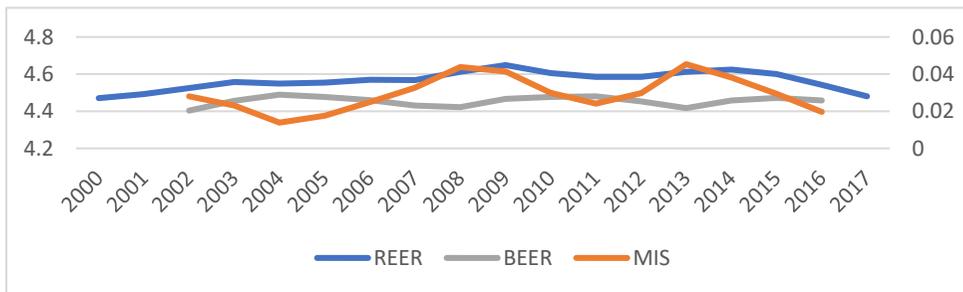
### 4.3. Calcul des mésalignements

Après estimation du TCER d'équilibre des pays de la CEMAC et interprétation des résultats, les mésalignements qui sont la conséquence des déviations persistantes du TCER observé par rapport au TCER d'équilibre en zone CEMAC sont obtenus de la manière suivante :

$$MIS_{i,t} = TCER_{i,t} - BEER_{i,t} \quad (\text{en valeur absolue}) \quad (9)$$

$$MIS_{i,t} = \frac{TCER_{i,t} - BEER_{i,t}}{BEER_{i,t}} \quad (\text{en valeur relative}) \quad (10)$$

**Figure 1 :** Évolution de la courbe des mésalignements en zone CEMAC



Source : Auteur à partir des données tirées des bases WDI 2018 de la Banque Mondiale et du CEPII 2018.

On peut observer à partir de la **figure N°1<sup>6</sup>** ci-dessus que le FCFA (Franc de la Coopération Financière en Afrique) des pays de la CEMAC est effectivement surévalué au cours de notre période d'étude car on observe sur toute la période d'étude que le TCER observé est supérieur au TCER d'équilibre (BEER). Ce résultat rejoint celui de certaines études comme celle menée par Gnimassoun (2012) qui montre que l'une des causes majeures de l'ampleur de surévaluation des pays de la zone franc est l'ancrage nominal fixe qu'entretiennent les pays de la zone franc avec l'euro. Ces analyses nous facilitent l'analyse de la corrélation de cause à effet entre les deux variables que sont mes mésalignements diversification des exportations en zone CEMAC.

<sup>6</sup> Une analyse minutieuse des courbes sur la **figure N°4** montre qu'une diminution de la courbe des mésalignements correspond à une réduction de l'écart entre le taux de change effectif réel observé et le taux de change effectif réel d'équilibre des pays de la CEMAC. Et une augmentation de la courbe des mésalignements fait observer l'effet contraire.

**Tableau 5** : Matrice de corrélation des variables de l'équation d'évaluation de l'effet des mésalignements sur la diversification des exportations de la CEMAC

	<i>DIV</i>	<i>PROD</i>	<i>MIS</i>	<i>IDE</i>	<i>CD</i>	<i>INSTR</i>	<i>TBSS</i>	<i>EVN</i>
<i>DIV</i>	1							
<i>PROD</i>	0,6121	1						
<i>MIS</i>	0,5031	0,857	1					
<i>IDE</i>	-0,0245	-0,1095	0,0448	1				
<i>CD</i>	0,1281	0,0801	-0,0124	-0,0857	1			
<i>INSTR</i>	-0,2133	0,0212	0,2459	0,1398	-0,0911	1		
<i>TBSS</i>	0,3284	0,8251	0,6583	-0,0368	0,0688	0,2914	1	
<i>EVN</i>	0,4295	0,8434	0,745	0,0406	0,0071	0,3775	0,9204	1

Source : Auteur à partir des données tirées des bases WDI 2018 et du CEPII 2018

La structure de corrélation telle que présentée sur la matrice de corrélation<sup>7</sup> ci-dessus montre que toutes les variables de notre modèle sont corrélées. Certaines sont corrélées négativement et d'autres positivement. On remarque cependant que la corrélation entre la variable d'intérêt du modèle (mésalignements) et la variable dépendante (indice de diversification) est positive. Cette corrélation positive serait due à l'ampleur et à la persistance de la surévaluation en zone CEMAC. En effet, plus la surévaluation a une grande amplitude et est persistante dans le temps, plus la courbe de diversification aura tendance à s'élever, ce qui correspond à une réduction du secteur des biens échangeables exposant ainsi ces dernières à une forte concentration telle qu'observée sur la figure 1 ci-dessus.

#### 4.4. Test de sur identification des variables du modèle

Les doubles moindres carrés étant une technique essentiellement à variables instrumentales, nous avons opté pour le test de Hansen qui est un test de sur identification des variables du modèle. Les résultats de ce test sont observables dans le tableau 6 ci-dessous.

Ces résultats montrent qu'il existe effectivement une relation de cause à effet entre mésalignements et diversification des exportations en zone CEMAC et que cette relation de cause à effet est négative et significative à 5%. Ce qui signifie en d'autres termes que lorsque les mésalignements augmentent de 1%, la concentration des exportations s'accroît de 0,73% en zone CEMAC.

<sup>7</sup> Nous rappelons qu'un test de corrélation vise à apporter des renseignements sur l'existence ou non d'une corrélation entre les variables d'un modèle si oui, quel est le sens de cette corrélation ? positive ? ou négative ?

**Tableau N°6 :** Estimation de l'effet des mésalignements sur la diversification des exportations en zone CEMAC

<i>VARIABLES</i>	(1) <i>Global</i>
<i>DIV</i>	0,575** (0,256)
<i>PROD</i>	0,010 (0,034)
<i>MIS</i>	-0,732** (0,303)
<i>IDE</i>	0,000 (0,000)
<i>CD</i>	-0,001** (0,000)
<i>TRANS</i>	-0,037* (0,020)
<i>TBSS</i>	-0,001 (0,001)
<i>EVN</i>	0,005** (0,002)
<i>Constant</i>	0,123 (0,141)
<i>Hansen p value</i>	0,201
<i>Observations</i>	39
<i>R-squared</i>	0,716

**Notes :** les valeurs entre parenthèses correspondent à l'écart type corrigé de l'hétéroscédasticité. \*\*\* p<0,01 significatif à 1%, \*\* p<0,05 significatif à 5%, \* p<0,1 significatif à 10%. **Source :** auteur, estimations réalisées à partir des données tirées des bases WDI 2018 de la Banque Mondiale et du CEPII 2018.

Le résultat négatif et significatif à 5% de l'effet des mésalignements sur la diversification des exportations ci-dessus est conforme à la littérature qui met en relation les mésalignements et la diversification des exportations, montrant ainsi en général que les mésalignements en termes de surévaluation ont un effet négatif sur la diversification des exportations ((Blecker & Razmi, 2009 ; Ichou et al, 2021). En effet, l'effet négatif et significatif à 5% des mésalignements sur la diversification des exportations des pays de la CEMAC serait dû à la situation de surévaluation telle que démontrée plus haut. Une analyse minutieuse des mécanismes de transmission de l'effet d'une surévaluation sur la diversification des exportations en zone CEMAC nous fait observer que cette situation serait la suite logique de l'effet positif des mésalignements sur le volume des exportations tiré par les secteurs qui sont

inélastiques ou faiblement élastiques à la valeur de la monnaie (secteurs minier et pétrolier) tel que démontré plus haut. En effet, cette situation incite ainsi les pays de la CEMAC à bénéficier des recettes d'exportation additionnelles liées à la surévaluation de leur monnaie avec pour conséquence une concentration des exportations vers ces secteurs au détriment des secteurs qui se caractérisent par une élasticité-prix de la demande des exportations (secteurs agricole et manufacturier) avec au final un effet négatif sur la diversification des exportations.

Au regard de cette explication, l'effet négatif et significatif des mésalignements (surévaluation) à 5% sur la diversification des exportations des pays de la CEMAC serait donc une suite logique de l'effet positif et significatif des mésalignements (surévaluation) sur le volume des exportations tiré par les secteurs qui sont inélastiques ou faiblement élastiques à la valeur de la monnaie des pays de la CEMAC. Avec en toile de fond une incitation de ces pays à les produire et les exporter du fait qu'ils leur rapportent plus de recettes d'exportation grâce à la surévaluation sans pour autant que cette dernière influence leur demande extérieure. Cette idée est d'ailleurs soutenue par les travaux de Sachs et Warner (2001).

## **Conclusion**

Cet article a analysé les effets des mésalignements du taux de change effectif réel sur la diversification des exportations des pays de la CEMAC. Il présente les travaux théoriques et empiriques analysant la relation entre les mésalignements et la diversification des exportations. Après avoir estimé les mésalignements à partir d'un modèle en panel dynamique, puis le TCE estimé au moyen du modèle BEER via la technique d'estimation du Pooled Mean Group, et enfin l'estimation des effets des mésalignements du TCER sur la diversification des exportations qui utilise la technique d'estimation des doubles moindres carrés en panel, les résultats obtenus montrent qu'en zone CEMAC, il existe belle et bien les mésalignements du FCFA sur la période d'étude et que ces mésalignements limitent la diversification de leurs exportations. A cet effet, puisque ce sont les sources macroéconomiques du mésalignement qui ont été modélisées dans le cadre de ce travail, le mésalignement est alors lié à un déséquilibre macroéconomique associé à une politique macroéconomique incompatible avec le régime de change des pays de la zone CEMAC. Pour éliminer la source du déséquilibre, il est suggéré de procéder à une meilleure coordination des politiques monétaire et budgétaire dans le cadre d'un policy mix. Cette mesure pourrait favoriser un meilleur ajustement du taux de change vers sa trajectoire d'équilibre à long terme. Cependant, même si ce n'est pas l'objet de cette étude, il faut préciser que la source du mésalignement n'est pas que macroéconomique. En effet, les

mesalignements peuvent s'expliquer aussi bien par le type de régime de change que par le niveau du développement financier (Owundi, 2015).

### References:

1. Auboin, M., & Ruta, M. (2011). the Relationship between exchange rates and International Trade: A review of economic literature, *World Trade Review*, 12(3), 577-605.
2. Aydin, B. (2010). Exchange Rate Assessment for Sub-Saharan Economies, *IMF Working Paper* N°10/162.
3. Bacchetta, P., & Van, Wincoop, E. (1999). Does Exchange Rate Stability Increase Trade and Capital Flows? *Study Center Gerzensee Working Paper* N° 98.04.
4. Bahmani-Oskooee, M., & Gelan, A. (2006). « Testing the PPP in the non-linear STAR Framework: Evidence from Africa." in *Economics Bulletin*, 6(17), pp. 1-15
5. Benassy-Quéré, A., Béréau, S., & Mignon, V. (2009). « robust estimations of equilibrium exchange rates within the G20: a panel BEER approach », in *Scottish Journal of Political Economy*, 56(5), pp. 608-633.
6. Béréau, S., Villavicencio, A. L., & Mignon, V. (2009). Mésalignements de Change et Croissance : L'apport des modèles non Linéaires en panel, *CEPII* N°17.
7. Berg, A., & Miao, Y. (2010). Le taux de change réel et la croissance revisitée : le consensus de Washington contre-attaque ? *Document de travail du FMI* 58(10), 25p.
8. Bergsten, C. F. (2005). « The United States and the World Economy: Foreign Economic Policy for the Next Decade », *Peterson Institute for International Economics*, N°3802, janvier.
9. Borowski, D., Couharde, C., & Thibault, F. (1998). « Les taux de change d'équilibre fondamentaux : de l'approche théorique à l'évaluation empirique », in *Revue française d'économie*, 13(3), pp. 177-206.
10. Bourevet, A. & Sterdyniak, H. (2006). « La valeur du yuan. Les paradoxes du taux de change d'équilibre », in *Revue de l'OFCE*, 3(98), pp.170-188.
11. Clark, P. B., & MacDonald, R. (1998). Exchange rates and economic fundamentals: A methodological Comparison of BEERs and FEERs, *International Monetary Fund Research Department Working paper*.
12. Dufrenot, Q. J., & Yehoué, (2005). « Monetary autonomy in the West African countries: What do the policy rules tell us ? », in *Journal of International Development* 23(1): pp. 63 – 81.

13. Elbadawi, I. A., Kaltani, L., & Soto, R. (2002). Aid, Real Exchange Rate Misalignment, and Economic Growth in Sub-Saharan Africa, *World Development*, 14(4), 681-700.
14. Habib Elfathaoui, (2019). Désalignement du taux de change d'équilibre et balance des paiements: cas du Maroc. *Finance et Finance Internationale*. ISSN: 2489-1290.
15. Elhiraika, A., & Mbate, M. (2014). " Assessing the Determinants of Export Diversification in Africa ", *Applied Econometrics and International Development, Euro-American Association of Economic Development*, 14(1), pp.147-160.
16. Gnimassoun, B. (2012). Mésalignements du Franc CFA et Influence de la Monnaie Ancre, *Economie & Prévision*, 2(200-201), 91-119.
17. Ichou M., A., Bakour C., Chagraoui W., Ichou R., (2021). Estimation du désalignement du taux de change du dirham par rapport à son niveau d'équilibre par la méthode BEER à l'aune de la mise en œuvre de la réforme de change.
18. Krugman, P., & Obstfeld, M. (2006). *Economie internationale*, (7eme édition), Collection Ouvertures économiques, 714 p.
19. MacDonald, R. (1997). What Determines Real Exchange Rates? The Long and Short of It, *IMF Working Paper N° 97/21*, available on <https://papers.ssrn.com>.
20. Lamiaa Chab, (2019). Taux de change réel d'équilibre : investigation empirique pour le cas du maroc. Laboratoire d'Économie Appliquée, Université Mohammed V de Rabat.
21. Meese, R. A., & Rogoff, K. (1983). Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit Out Sample? *Journal of International Economics*, 14(1-2), 3-24.
22. Miyamoto, W., Nguyen, T., & Sheremirov, V. (2019). The effects of government spending on real exchange rates: evidence from military spending panel data. *Journal of International Economics*, pp. 116, 144-157.
23. Mongardini, J., & Rayner, B. (2009). Grants, Remittances, and the Equilibrium Real Exchange Rate in Sub-Saharan African Countries, *IMF Working Paper N°09/75*.
24. Nono Fongue, E., (2020). Les désalignements du taux de change au sein de la zone du franc CFA : enjeux et perspectives. Louvain School of Management, Université catholique de Louvain. <http://hdl.handle.net/2078.1/thesis:24599>.
25. Odedokun, O. M. (2000). « Fulfilment of purchasing power parity conditions in Africa: The differential role of CFA and non-CFA membership », in *Journal of African Economies* 9(2), pp. 280-310.

26. Owundi Ferdinand, (2015). *Mesalignement du taux de change et croissance économique en Afrique Subsaharienne*. Université de Poitier.
27. Pesaran, H. M., & Shin, Y. (2004). General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels, *Cambridge Working Papers*, available on <https://ideas.repec.org>.
28. Pesaran, H. M., Shin, Y., & Smith, R. (1999). Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels, *Journal of the American Statistical Association*, 94(446), 621-634.
29. Robinson, M. A. (2010). « An empirical analysis of engineers' information behaviors », in *Journal of the American Society for Information Science and Technology*, 61(4), pp.640-658.
30. Rodrik, D. (2008). The Real Exchange Rate and Economic Growth, *Brookings Papers (on Economic Activity)*, Conference Draft.
31. Sachs, J. D., & Warner, A. M. (2001). Natural Resources and Economic Development The curse of natural resources, *European Economic Review* 45, pp. 827-838.
32. Salvatore, D. (2005). « Twin deficits in the G-7 countries and global structural imbalances », in *Journal of Policy Modeling*, 28(6), pp.701-712.
33. Williamson, O. E. (1983). Credible Commitments: Using Hostages to Support Exchange, *The American Economic Review*, Vol. 73, No. 4, pp. 519-540.
34. Williamson, O. E. (1985). *The Economic Institutions of Capitalism: Firms, Markets and Relational contracting*, The Free Press, Macmillan, Inc., New York, traduit en français (1994). Les institutions de l'économie, Inter Edition, Paris.
35. World Bank. (2018). World Bank Open Data. Consulté le Février - Mars 2018, sur [www.worldbank.org](http://www.worldbank.org):  
<https://donnees.banquemondiale.org/indicateur>.