



HAL
open science

Les francs CFA sont-ils à leur niveau d'équilibre ?

Patrick Plane, Camille da Piedade

► **To cite this version:**

Patrick Plane, Camille da Piedade. Les francs CFA sont-ils à leur niveau d'équilibre ?. Revue Française d'Economie, 2022, XXXVI (4), pp.87-127. 10.3917/rfe.214.0087 . hal-03701034

HAL Id: hal-03701034

<https://uca.hal.science/hal-03701034>

Submitted on 21 Jun 2022

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

Les francs CFA sont-ils à leur niveau d'équilibre ?

Patrick Plane*

Camille da Piedade**

* CERDI, CNRS et Université Clermont Auvergne. *Correspondance* : Pôle Tertiaire - Site La Rotonde 26, avenue Léon Blum. 63000 Clermont-Ferrand. *Courriel* : patrick.plane@uca.fr.

** CERDI, FERDI et Université Clermont Auvergne. *Correspondance* : 63, boulevard François Mitterrand. 63000 Clermont-Ferrand. *Courriel* : camille.da_piedade@ferdi.fr

Nous remercions Andy Berg, Bruno Cabrillac, Mohamed Chaffai, Jean-Louis Combes, Dramane Coulibaly, Gilles Dufrénot, Ibrahim Elbadawi, Carl Grekou, Samuel Guerineau, Patrick Guillaumont, Sylviane Guillaumont-Jeanneney, Luc Jacolin pour leurs commentaires critiques lors d'une précédente version du manuscrit. Ils sont aussi reconnaissants à l'endroit des rapporteurs de la revue.

17 Janvier 2022

Les francs CFA sont-ils à leur niveau d'équilibre ?

Résumé

En Zone franc, la parité fixe des francs CFA fait de nouveau débat alors que l'*éco*, une monnaie de substitution, est annoncée en UEMOA. On s'interroge sur les mésalignements possibles du taux de change dans chacune des deux unions monétaires qui composent cet espace institutionnel de coopération (UEMOA, CEMAC). Le diagnostic est établi par référence à deux théories et un panel de 99 pays couvrant la période 1990-2016: le taux de change de PPA ajusté de l'effet productivité et le taux de change d'équilibre comportemental (BEER). Ces deux critères donnent des résultats assez différents sur les unions, entre les pays membres et sous périodes considérées. Les résultats sont robustes aussi bien à la définition de la mesure de la productivité qu'à la taille de l'échantillon. Globalement, la fin de période ne suggère pas de mésalignements qui pourraient justifier un changement de parité avec cependant des hétérogénéités nationales.

Are the CFA francs at their equilibrium level?

Abstract

In the Franc Zone, the fixed parity of the CFA franc is debated again, while the *eco*, a substitute currency, is to be announced in the WAEMU. We investigate the question about potential exchange rate misalignments in the two monetary unions (WAEMU, CEMAC) of this institutional space. The diagnosis is established by reference to two theories and from a panel of 99 countries over the period 1990-2016: the PPP exchange rate level adjusted for the productivity level and the *Behavioural Equilibrium Exchange rate* (BEER). These two theoretical criteria provide different results across unions, and country-members or sub-periods. Results are robust to the definition of the productivity measurement and to the sample size. Overall, the end of the period does not suggest misalignments that could justify a change of the parity although national heterogeneities arise.

Mots clés : Afrique, taux de change d'équilibre, BEER, PPA, mésalignements, productivité, Zone franc

Keywords: Africa, equilibrium exchange rate, BEER, PPP, misalignments, productivity, Franc Zone.

Classification JEL: C23, F31, F45, O47, O55.

Les francs CFA sont-ils à leur niveau d'équilibre ?

Introduction

Les francs CFA circulent dans quinze pays africains. Ils ont été rattachés au franc français entre 1945 et 1999, puis à l'euro avec une parité inchangée depuis 1994 de 655, 957 francs CFA¹. Le régime de change fixe ou ajustable est l'option la plus courante en Afrique. En 2018, 59,2% des Etats l'adoptaient contre 16,7% qui lui préféraient le flottement (FMI, 2019). Dans un cadre institutionnel de politique monétaire et budgétaire coordonnée, cas de la Zone franc, un rapport de change fixe a des avantages. Il contribue à l'objectif de stabilité des prix, réduit les coûts de transaction et incertitudes qui conditionnent l'échange international et les investissements. En Zone franc, on peut y ajouter le principe d'une garantie de convertibilité sans limite *a priori*. En cas d'épuisement des réserves au sein d'une union, le Trésor Public français apporte en effet sa garantie à l'institut d'émission de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA) ou de la Communauté Economique des Etats de l'Afrique Centrale (CEMAC)².

Dans un environnement économique stable ou influencé par des chocs temporaires, la fixité du change est un facteur de prévisibilité pour le calcul économique. Cet avantage est moins évident lorsqu'interviennent des changements durables. Or, depuis 2008, le ralentissement de la croissance mondiale et l'évolution des prix relatifs des matières premières modifient les équilibres économiques africains. La structure du commerce international de la Zone franc a par ailleurs continué à se déformer au bénéfice d'importations en provenance de pays émergents dont certains ont fait usage de politiques actives de change. Les échanges intracommunautaires sont par ailleurs modestes en raison de systèmes productifs peu diversifiées. L'UEMOA l'est toutefois davantage que la CEMAC, plus engagée également dans l'intégration régionale à travers la Communauté Economique des Etats de l'Afrique de l'Ouest (CEDEAO) (Cf., Coulibaly et Gnimassoun, [2013] ; Gnimassoun [2019]).

A terme, les 15 Etats de la CEDEAO devraient constituer une zone *effective* de libre-échange avec utilisation d'une monnaie commune. La réalisation de cet objectif prendra du temps. Le régime de change et ce qu'il implique pour la politique monétaire et budgétaire est une des pierres d'achoppement. Le Nigéria, deux tiers du PIB de la CEDEAO, près de quatre fois celui de l'UEMOA, est favorable à un régime de change flexible. L'UEMOA souhaite quant à elle maintenir une parité fixe envers l'Euro. Le principe en a été rappelé avec l'annonce de la création prochaine de l'« éco » qui devrait se substituer aux francs CFA. La programmation de ces changements institutionnels sur fond d'intégration continentale et d'exigence de compétitivité invite à porter attention à la parité des francs CFA. Certaines économies ont été sévèrement affectées par la fin du super-cycle des matières premières, toutes sont par ailleurs en attente de transformations structurelles. Il s'agit en effet, de faire face à l'augmentation rapide de la population active et à l'élévation des niveaux de vie. Ces objectifs de long terme et les mutations économiques et institutionnelles en cours amènent à s'interroger sur l'adéquation de la parité des francs CFA³.

Le taux de change d'équilibre n'est pas directement observable, d'où les ambiguïtés de définition et pluralités de mesures (Hinkle et Montiel [1999], MacDonald [2000]). Le sujet du taux de change est traité ici indépendamment des questionnements sur la zone monétaire optimale, ce que n'est pas la Zone franc en raison de ses échanges intracommunautaires qui demeurent limités, de l'absence de transferts budgétaires entre Etats pour faire face aux chocs asymétriques. L'attention porte sur une seule question: la parité des francs est-elle acceptable pour chacune des deux unions et pour chacun de leurs Etats membres ? Deux méthodes d'identification, plus complémentaires que concurrentes, sont utilisées.

La première relève de la *Parité absolue des Pouvoirs d'Achat* (PPA). Entre deux pays de niveau de développement différent, la parité des prix n'est effective qu'avec l'achèvement de la convergence du prix des biens non échangeables. En tout point du temps, l'économétrie sur un panel international révèle toutefois la présence de mésalignements par l'écart à la trajectoire de convergence que dicte la productivité sur les biens échangeables. Ce critère suppose que la productivité est le seul facteur d'évolution du taux de change d'équilibre. Par sa relation aux coûts unitaires ce critère informe toutefois sur la capacité des prix relatifs à contribuer aux transformations structurelles. Pour faciliter ces transformations et créer un avantage compétitif, certains auteurs préconisent une évolution du prix des non échangeables en deçà de la norme de convergence de long terme que dicte la productivité des échangeables.

La seconde méthode est celle du taux de change d'équilibre comportemental (BEER)⁴. On l'associe à l'équilibre macroéconomique interne et externe de moyen terme. Ce critère est préféré à celui, plus normatif, du *Fundamental Equilibrium Exchange Rate* (FEER) de Williamson (1983). Les mésalignements sont déterminés à partir d'une analyse de cointégration par la différence entre le taux de change réel observé et estimé. Ce dernier est déterminé par un petit nombre de facteurs -i.e. les fondamentaux⁵. Les pays de la Zone franc figurent dans un panel de 99 pays considérés sur la période 1990-2016. En présence d'une dimension temporelle limitée, l'estimation d'un modèle à correction d'erreur par pays est peu robuste (Chudik et Mongardini [2007]). Un panel restreint à la Zone franc susciterait des ambiguïtés d'interprétation. Une zone monétaire avec un régime de change fixe et une garantie de convertibilité est *a priori* compatible avec des phases de mésalignements assez longues. Un panel africain n'offrirait pas un cadre analytique moins irréprochable, notamment pour le critère de PPA absolue et le positionnement des pays africains sur la trajectoire de long terme des prix.

La seconde section revient sur les deux critères de taux de change d'équilibre et sur la mesure des mésalignements afférents. La troisième section est consacrée aux applications empiriques. Selon la méthode d'évaluation, des différences apparaissent aussi bien entre les deux unions qu'en leur sein. Le Centrafrique se démarque des autres pays avec une surévaluation imputable à la fragilité politique. Globalement, entre 1994 et 2016, au sein de la zone, des déséquilibres de change ont existé, variables selon les périodes, y compris au sein de chaque union monétaire, tout en restant dans des marges compatibles avec l'unicité de la parité. La quatrième section est centrée sur la robustesse des résultats relativement à la mesure de l'effet productivité et à la composition de l'échantillon. C'est une innovation de l'article que de proposer une correction de l'effet Balassa-Samuelson en soustrayant les rentes sur les matières

premières du Produit par tête. Pour les pays exportateurs de pétrole de la CEMAC, cette correction a potentiellement des effets non négligeables. Ces analyses ne modifient finalement que marginalement les résultats. La dernière section revient en conclusion sur les principaux enseignements de ce travail.

Deux conceptions du taux de change d'équilibre et les mésalignements afférents

Le taux de change d'équilibre fondamental (FEER) repose sur un solde courant désiré et financièrement supportable (équilibre externe), sur la réalisation du Produit potentiel sans tensions sur les prix (équilibre interne) (Williamson [1983] ; [1994] ; Edwards [1988, 1989])⁶. La mesure du FEER est problématique pour les des économies africaines dont le sous-emploi est structurel et le secteur informel exorbité. L'unicité du solde courant « désiré » est par ailleurs difficile à évaluer. Tout en étant moins normatifs, la combinaison de nos deux critères approche le contenu analytique du FEER.

La Parité absolue des Pouvoirs d'Achat corrigée de l'effet productivité

Le taux de change d'équilibre égalise le prix international d'un même panier de biens dans une monnaie commune. Une déviation par rapport à ce principe résulte en partie des écarts internationaux de productivité dans la production de biens échangeables (effet Balassa [1964] - Samuelson [1964]). Le rattrapage de productivité dans ce secteur suscite des hausses de salaires qui se propagent aux biens non échangeables où la productivité est internationalement plus homogène. Une inflation un peu plus élevée que dans les pays développés est donc dans l'ordre des choses. Elle témoigne de la tendance de long terme à l'égalisation du prix des biens non échangeables qui accompagne la convergence des Produits par tête. L'écart de prix entre pays de niveaux de développement différents est d'autant plus important et durable que le travail, facteur abondant et peu cher dans les pays à faible revenu, est largement mobilisé pour la production de services non échangeables (Kravis et Lisey [1983] ; Bhagwati [1984]). La dotation factorielle et la présence d'un chômage structurel sont donc des facteurs de ralentissement de la convergence internationale des prix⁷.

Les mésalignements peuvent être identifiés à partir du facteur de conversion de la parité des pouvoirs d'achat (i.e., taux de change du dollar permettant d'acheter dans un pays la même quantité de biens qu'aux Etats- unis). En divisant ce facteur de conversion par le taux de change officiel, on obtient un taux de change réel (*TCR*) distribué dans un intervalle (0-1). Sous l'hypothèse d'unicité du prix des biens échangeables, une valeur inférieure à 1 signale un pouvoir d'achat de la monnaie nationale supérieur à celui que suggère le taux de change officiel du dollar. Sur un échantillon international couvrant tous les niveaux de développement, la régression des *TCR* sur les Produits par tête donne la tendance *normale* de long terme de l'effet productivité tandis que les écarts à la droite de régression signalent les mésalignements.

Les taux de change réels des pays i (TCR) $_{it}$ sont donc régressés sur les Produits par tête exprimés en PPA ($PIBPC$) $_{it}$. Des effets fixes temporels, notés f_t , sont incorporés à la spécification pour capter l'impact des chocs communs à tous les pays de l'échantillon, y compris la productivité des Etats unis dans le secteur des échangeables. La spécification est proposée sans effets fixes pays, suivant en cela Frankel (2004), Johnson *et al* (2007), Rodrik (2008), dans des publications plus récentes Couharde et Sallenave (2013) ou Ribeiro *et al* (2020). L'estimation économétrique n'a pour objectif que de soustraire du TCR l'impact de long terme de la productivité sur les prix relatifs. L'introduction conjointe des effets fixes pays et du PIB par tête poserait un problème d'identification puisque les premiers sont souvent perçus comme un proxy de la productivité (Cornwell, Schmidt, Sickles, 1990). Le mésalignement de la monnaie du pays i en année t est mesuré par u_{it} .

$$\log(TCR)_{it} = \alpha + \beta \log(PIBPC)_{it} + f_t + u_{it}, \quad (1)$$

$$Mésalignements_{it} = \log(TCR)_{it} - \log(\widehat{TCR})_{it}$$

avec $u_{it} < 0$, sous-évaluation et $u_{it} > 0$, surévaluation.

$TCR_{it} = \frac{PPA_{it}}{TC_{it}}$ avec PPA_{it} et TC_{it} , respectivement le facteur de conversion qui égalise le pouvoir d'achat des monnaies et le taux de change officiel vis-à-vis du dollar US.

Le bon fonctionnement de l'économie repose sur une structure équilibrée des prix relatifs. Pour les pays en développement, les inefficacités de marché et d'organisation brouillent toutefois le message. Du fait du chômage de masse et des exigences de transformation structurelle, des auteurs préconisent de ne pas en rester à un objectif de PPA corrigée de l'effet productivité. Pour les pays à faible revenu, Rodrik [2005 ; 2008 ; 2009 ; 2010 ; 2015] défend l'idée que la production de biens échangeables est pénalisée par la mauvaise qualité des institutions publiques. Ces défaillances agissent comme un coût additionnel pour l'exécution des contrats et le fonctionnement du système économique. Les institutions seraient donc un frein au développement quand elles devraient être un « lubrifiant » pour la confiance dans les mécanismes de marché (voir Arrow [1972 ; 1974]). Les coûts de transaction qui leurs sont associés ne sont pas neutres pour la structure productive. Ils affectent la profitabilité des biens échangeables dont le prix est fixé sur le marché international. En revanche, ces coûts peuvent être passés aux consommateurs de biens non échangeables selon le degré de concurrence interne et le niveau de l'élasticité de la demande au prix.

Dans ce courant de littérature, la sous-évaluation durable du taux de change réel constituerait une solution de *second best* pour la transformation structurelle, une option préférable à des subventions publiques aléatoires et potentiellement mal allouées dans le système productif (Nouira, *et al* 2011). Guzman *et al* [2018] sont récemment revenus sur le sujet. Un taux de change stable et compétitif (*Stable and Competitive Real Exchange Rates*, SCRER), c'est-à-dire un taux de change qui soutient structurellement la production de biens

échangeables, serait un instrument clé d'une politique industrielle. Il permettrait les découvertes et apprentissages, longs et coûteux, dans un univers incertain de coûts fixes voire irrécupérables. Cet instrument de politique industrielle *horizontale* est donc perçu comme une incitation à la fois économe en fonds publics et non génératrice de distorsions entre les branches et secteurs d'activités⁸.

Le BEER et l'équilibre économique de moyen terme

Par la méthode du *Behavioural Equilibrium Exchange Rate* (BEER), le taux de change d'équilibre est lié à un vecteur de *fondamentaux* par un modèle à correction d'erreur (Clark et MacDonald [1999] ; MacDonald [2000] ; Couharde *et al* [2018]). Dans Couharde *et al* (2018), ce vecteur est constitué de trois variables: la productivité du pays par rapport à celle de ses partenaires commerciaux, la position des avoirs extérieurs nets et les termes de l'échange internationaux. Le taux de change d'équilibre et les mésalignements afférents sont ensuite calculés pour 182 pays dont les 14 de la Zone franc. La liste des fondamentaux est étendue ici à l'ouverture commerciale. La part des investissements ou des dépenses publiques dans le PIB sont des variables qui ont été testées, mais qui se sont avérées pertinentes.

La *productivité* traduit l'effet Balassa [1964] - Samuelson [1964]. Elle est mesurée par le PIB par tête en dollars PPA du pays rapporté à celui de la moyenne des partenaires commerciaux. Le schéma de pondération est identique à celui utilisé pour la construction de l'indice du taux de change effectif réel (*TCER*). La productivité est corrélée à de nombreux facteurs relevant notamment de l'attractivité, de la qualité des institutions et de la gouvernance publique qui sont des facteurs de réduction des coûts de transaction. Le taux de change d'équilibre est également sous l'influence de la variation des prix relatifs entre biens échangeables (*ToT*). Une augmentation du prix des exportations par rapport à celui des importations accroît le revenu et la demande intérieure de sorte que le prix relatif des non échangeables s'élève. L'effet revenu domine généralement l'effet de substitution par lequel le prix des biens non échangeables baisserait du fait d'un report de la demande interne sur les biens importés. Le taux d'ouverture (*Ouverture*) s'ajoute aux déterminants précédents. On le mesure par les exportations et importations de biens et services rapportées au PIB. Une plus grande ouverture requiert de limiter les distorsions sur les prix relatifs qui affectent les conditions de rentabilité des entreprises exposées. La variation des avoirs extérieurs nets (*AEN*) est associée aux flux nets de capitaux. On ignore ce faisant les effets de composition de ces flux (Combes *et al* [2012 ; 2019], Stiglitz [2008]).

Par l'estimation d'une relation de cointégration, les mésalignements se décomposent en écarts cycliques ou aléatoires et écarts de long terme. Compte tenu du caractère très restrictif du *Dynamic fixed effect* (DFE), deux estimateurs peuvent être utilisés pour la relation de cointégration. Avec le *Mean group* (MG), les coefficients sont spécifiques à chaque pays de sorte que n régressions indépendantes sont estimées sur la base desquelles sont calculés les coefficients moyens (Pesaran et Shin [1995]). La qualité de cet estimateur dépend de la dimension temporelle, assez courte dans notre cas. Avec le *Pooled Mean Group* (PMG), on

suppose l'unicité des coefficients de long terme tandis que la constante, les coefficients de court terme et la vitesse d'ajustement sont variables d'un pays à l'autre. L'estimateur autorise ainsi la prise en compte de chocs transitoires différents et générateurs d'hétérogénéités au sein du panel (Voir Pesaran *et al.* [1998, 1999] ; Blackburne et Frank [2007] ; Elbadawi *et al.* [2012]). En présence de facteurs communs ou de dépendance interindividuelle, les estimateurs *Cross-section augmented Mean Group* (CMG) et *Cross-section augmented Pooled Mean Group* (CPMG) sont à considérer (Voir Pesaran [2006] ; De V. Cavalcanti *et al.*, [2015]).

Le modèle à tester peut être spécifié comme suit avec l'indice du taux de change effectif réel ($TCER$) du pays i , calculé sur t années comme la moyenne géométrique pondérée des indices de taux de change nominaux au certain (TC) ajustés des prix relatifs à la consommation (IPC). La pondération donnée à chaque pays est fonction de son importance parmi les 10 principaux partenaires j dans les importations et exportations, hors pétrole (γ_{ij}), de la période 2009-2013. Ces taux de change effectifs réels sont établis dans le cadre de l'Observatoire de la Compétitivité Durable (OCD) de la FERDI. Les statistiques descriptives et sources des données sont fournies aux annexes 1 à 3.

$$TCER_{it} = \prod_{j=1}^{10} \left(TC_{ij} \cdot \frac{IPC_{it}}{IPC_{jt}} \right)^{\gamma_{ij}} \quad (2)$$

$$\log(TCER)_{it} = \beta_{0i} + \beta_1 \log(Productivité)_{it} + \beta_{2i} \log(AEN)_{it} + \beta_{3i} \log(ToT)_{it} + \beta_{4i} \log(Ouverture)_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

La relation (3) peut s'écrire sous la forme d'un modèle ARDL (1,1,1,1,1) avec comme vecteur des variables explicatives : $X = (Productivité, AEN, ToT, Ouverture)$.

$$\log(TCER)_{it} = \beta_{0i} + \lambda_i \log(TCER)_{i,t-1} + \beta'_{io} \log(X)_{it} + \beta'_{i1} \log(X)_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

ε_{it} est un écart aléatoire. A partir de (4) et de la spécification de l'estimateur *Mean Group* (MG) qui autorise la variation de tous les coefficients de régression entre pays i , on peut réécrire comme suit le Modèle à Correction d'Erreur (MCE):

$$\Delta \log(TCER)_{it} = \phi_i [\log(TCER)_{i,t-1} - \beta_{0i} - \beta'_i \log(X)_{i,t-1}] + \lambda'_i \Delta \log(X)_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

ϕ_i est le coefficient à correction d'erreur (CCE). Négatif et inférieur à l'unité, ce coefficient indique à quelle vitesse la variable endogène retourne à l'équilibre de long terme suite à des chocs affectant les *fondamentaux*. Avec l'estimateur *Pool Mean Group* (PMG), les coefficients de régression de court terme sont spécifiques au pays de sorte que (β_0, β') se substituent à (β_{0i}, β'_i) dans (5). La mesure des mésalignements vient comme suit où $\log(\widehat{TCER})_{it}$ représente l'estimation restreinte à la relation de long terme.

$$Mésalignements_{it} = \log(TCER)_{it} - \log(\widehat{TCER})_{it} \quad (6)$$

La mesure et l'interprétation des mésalignements

Application du principe de PPA corrigée de l'effet productivité

$$\text{Log}(\widehat{TCR})_{it} = \begin{matrix} 0,264^{***} \\ (0,01) \end{matrix} \log(\text{PIBPC})_{it} - \begin{matrix} 2,946^{***} \\ (0,12) \end{matrix} \quad (7)$$

$$R^2 = 0,449 \text{ et } n = 693$$

La relation entre le taux de change réel (TCR) et le Produit par habitant en dollars PPA (PIBPC) est estimée sur 693 observations. Les 99 pays sont observés sur 27 années en sous périodes de quatre ans qui ont l'avantage de filtrer des chocs aléatoires⁹. Le coefficient de PIBPC est du même ordre que celui que propose la littérature empirique (Rodrik, 2008). Les pourcentages de mésalignement en Zone franc sont reportés dans le Tableau 1 pour les principales sous périodes. La période de pré-dévaluation (1990-1993) montre que le besoin d'ajustement de parité était plus prononcé en UEMOA qu'en CEMAC. Cette affirmation se vérifie aussi bien par la moyenne simple que pondérée des mésalignements. Donner la même importance à chaque Etat membre est dans la logique institutionnelle des deux unions. Juridiquement, un ajustement de parité doit en effet recevoir le consentement de tous les pays membres d'une union. La Côte d'Ivoire et le Sénégal contribuent toutefois pour près de 60 % au PIB de l'UEMOA, le Cameroun pour 46% à celui de la CEMAC. En cas de besoin, ces pays peuvent donc emporter l'adhésion, le cas échéant en compensant financièrement ceux qui n'auraient pas agrément à l'ajustement de parité, d'où l'intérêt de raisonner aussi sur la moyenne pondérée.

La dévaluation de 1994 a produit un effet durable sur la compétitivité de la Zone franc. Bien que le pourcentage d'ajustement de la parité ait été important (50%), la transmission de cette variation nominale aux prix à la consommation a été assez faible. Plusieurs raisons ont contribué à la limitation d'un *pass through* généralisé. La réduction des tarifs douaniers et des obstacles non tarifaires a écrasé les marges commerciales et renforcé la concurrence locale. En parallèle, la politique monétaire des deux Banques centrales a été prudente et les salaires publics ont peu varié de sorte que la demande interne a contribué à modérer la hausse de prix des non échangeables. Toutes choses égales par ailleurs, le TCR a donc été favorable aux biens échangeables. Ces avantages de compétitivité se sont lentement érodés, en particulier en UEMOA où le début des années 2 000 a marqué un retour à une surévaluation, c'est-à-dire un TCR au-dessus de la norme internationale de long terme que fixe la PPA ajustée de l'effet productivité. Si la situation s'est ultérieurement améliorée, entre 2014 et 2016, le mésalignement demeure non négligeable au Niger et au Togo.

En CEMAC, la surévaluation des années 2006-2013 s'est estompée en fin de période. Le taux de change moyen de l'union est au voisinage de l'équilibre avec cependant des disparités entre pays membres. En Guinée Equatoriale, le prix des non échangeables s'avère inférieur à la norme que confère un PIB par habitant fortement influencé par le secteur pétrolier. En 2008,

selon qu'on raisonne en prix et dollars courants ou en dollars internationaux au moyen des taux de parité des pouvoirs d'achat (PPA), le PIB par tête était respectivement de 22 742 et 38 441 dollars, proches des niveaux du Portugal! En 2017, le repli a été sensible : 9 850 et 24 917 dollars. La sous-évaluation de 53% sur 2014-2016 porte ainsi la marque de l'économie pétrolière, de son influence en termes de prix et de volumes exportés.

Tableau 1. PPA corrigée de l'effet productivité et mésalignements en Zone franc (en %)

	1990-1993	1994-1997	2010-2013	2014-2016
UEMOA (moyenne simple)	24	-1	18	16
UEMOA (moyenne pondérée)	26	3	15	12
Bénin	15	0	14	10
Burkina-Faso	56	20	17	10
Côte d'Ivoire	5	-9	10	9
Guinée-Bissau	-44	-59	17	20
Mali	12	-13	9	10
Niger	48	23	37	33
Sénégal	55	23	17	8
Togo	43	10	23	24
CEMAC (moyenne simple)	15	-19	7	-5
CEMAC (moyenne pondérée)	9	-21	0	-15
Cameroun	39	22	6	2
Centrafrique	102	60	53	76
Congo	-42	-60	10	-31
Gabon	-45	-68	-12	-32
Guinée Equatoriale	18	-59	-35	-53
Tchad	20	-7	23	8

N.B. Les mésalignements sont dérivés de l'estimation de la régression sur 99 pays et sur la période 1990-2016. Ne figurent ici que les sous périodes de quatre ans les plus intéressantes. Source de données, Cf. Annexes I à 3. Les chiffres positifs traduisent des surévaluations.

Avec une surévaluation de 76% entre 2014 et 2016, la République Centrafricaine est à l'autre extrémité du spectre CEMAC. Le mésalignement est en grande partie la conséquence des convulsions politiques internes. La guerre civile (2012-2016) a été un violent choc de productivité. Elle a eu pour effet de contracter le PIB par habitant qui est passé de 566 à 402 dollars courants, soit une baisse de 29%. Dans ce contexte de vulnérabilité, ajuster le taux de change nominal n'aurait que peu d'effets sur la production des échangeables. A la chute du PIB, en partie la conséquence de la contraction des cultures vivrières avec les déplacements de populations, s'est ajouté le manque de fluidité du transport et de la logistique. Cela a induit la hausse des primes de risque sur le corridor international entre Bangui, la capitale, et Douala, le principal port camerounais d'entrée de ce pays enclavé (Voir Plane [2021]). La baisse de la production et la hausse des prix sont donc les ingrédients de la surévaluation que met en évidence le critère de PPA *absolue* corrigée de l'effet normal de la productivité.

Estimation du taux de change comportemental (BEER)

La dimension transversale de l'échantillon, 99 pays observés sur la période 1990-2016, domine largement la profondeur temporelle ($N > T$). Un problème de dépendance interindividuelle (CD) peut se poser et biaiser les résultats des tests standards de stationnarité et de cointégration. Le test de Pesaran [2004] permet d'identifier cette occurrence. Sous l'hypothèse nulle d'indépendance interindividuelle, la statistique CD tend vers une $N(0,1)$.

Tableau 3. Test de dépendance interindividuelle (Pesaran, 2004)

<i>H0: Pas de dépendance transversale</i>					
Variables	<i>TCER</i>	<i>Productivité</i>	<i>NFA</i>	<i>TOT</i>	<i>Ouverture</i>
Pesaran (CD- test)	15,20	72,18	26,45	9,11	-1,93
Valeur P	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,05)

L'indépendance interindividuelle est systématiquement rejetée (Tableau 3). La mise en œuvre du test de stationnarité de seconde génération CIPS (*Cross-Sectionally Augmented IPS*) de Pesaran [2007] met en évidence la non-stationnarité des *fondamentaux* en niveau et la stationnarité en différence première (Tableau 4).

Tableau 4 : Test de stationnarité de Pesaran (2007) - CIPS

H0 : les séries sont intégrées I(1)		
Variables	En niveau	En différence première
<i>TCER</i>	1,238 (0,892)	-7,394 (0,000)
<i>Productivité</i>	4,687 (1,000)	-7,120 (0,000)
<i>AEN</i>	-3,439 (1,000)	-4,823 (0,000)
<i>TOT</i>	-7,711 (0,990)	-5,707 (0,000)
<i>Ouv</i>	2,581 (0,995)	-8,960 (0,000)

N.B. Les valeurs P sont exprimées entre parenthèses. Les spécifications incorporent au maximum deux retards.

Tableau 5. Test de cointégration

Test de cointégration de Pedroni (2004)						
Tests			Statistique		Valeur-P	
Phillips-Perron Modifié			4,64		0,00	
Phillips-Perron			-4,96		0,00	
Dickey-Fuller Augmenté			-3,88		0,00	
Test de cointégration de Westerlund (2007)						
Tests	Avec constante			Avec constante et trend		
	Statistique	Valeur P	Valeur P robuste	Statistique	Valeur P	Valeur P robuste
Gt	-2,640	0,000	0,000	-3,089	0,000	0,060
Ga	-9,374	0,000	0,080	-14,574	0,000	0,570
Pt	-28,886	0,000	0,010	-34,677	0,000	0,000
Pa	-11,559	0,000	0,000	-17,485	0,000	0,000

Note : H0 : absence de cointégration. La spécification du modèle est celle où le taux de change effectif réel est expliqué par les variables suivantes : productivité, AEN, ToT et ouverture. Le nombre optimal de retards et d'avancées est déterminé par le critère d'information d'Akaike. Les valeur-p robustes sont obtenues par un bootstrap à 100 itérations.

Le Tableau 5 présente les tests de cointégration de Pedroni [2004] et Westerlund [2007], respectivement des tests de première et seconde génération. Les statistiques de test de Pedroni [2004] sont obtenues après correction de la dépendance interindividuelle conformément à la procédure de Levin, Lin, and Chu [2002]¹⁰. Le test de Westerlund [2007] évalue la cointégration à travers quatre tests statistiques: *group-mean tests* (Ga, Gt) et *panel tests* (Pa, Pt). L'application de ces tests rejette l'hypothèse nulle d'absence de cointégration.

**Tableau 6 Estimation de la relation de cointégration, modèle BEER
(échantillon de 99 pays sur la période 1990-2016)**

	(1) <i>CMG</i>	(2) <i>CPMG</i>
	<i>Coefficients de long-terme</i>	
<i>Productivité</i>	0,609* (0,356)	0,156*** (0,0232)
<i>AEN</i>	0,601 (1,756)	0,615*** (0,0746)
<i>ToT</i>	0,162 (0,200)	0,0960*** (0,0237)
<i>Ouverture</i>	-0,195 (0,186)	-0,226*** (0,0262)
	<i>Coefficients de court-terme</i>	
CCE = (ϕ_i)	-	-0,172***
	0,461*** (0,0288)	(0,0174)
<i>Productivité</i>	-0,0751 (0,0837)	0,0768 (0,0782)
<i>AEN</i>	0,223 (0,150)	0,523*** (0,145)
<i>ToT</i>	0,0130 (0,0260)	-0,0144 (0,0285)
<i>Ouverture</i>	-	-0,320***
	0,254*** (0,0331)	(0,0374)
Constante	-6.65e- 05 (0,0202)	-0,00120 (0,00451)
Observations	2 574	2 574
CD Valeur-P	0,390	0,884
Test de Hausman (1) vs (2)	1,01 (Valeur P : 0,909)	

Nota bene. Ecart-type entre parenthèses; *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1. Les CD valeur-P font référence au test de dépendance transversale de Pesaran (2004) dont la statistique est normalement distribuée sous l'hypothèse nulle d'absence de dépendance transversale. Les variables sont exprimées en logarithme à l'exception des avoirs extérieurs nets. CCE : coefficient à correction d'erreur que l'on a noté ϕ_i dans la spécification théorique (5).

Les régressions avec les estimateurs CMG et CPMG sont proposées avec la dynamique de court terme et la force de rappel sur l'échantillon de 99 pays sur la période 1990-2016 (Tableau 6). Le choix empirique entre le CPMG et le CMG est arbitré par le test de Hausman qui ne rejette pas, à 91% de confiance, l'hypothèse nulle de différence des coefficients de long terme entre les pays [$\chi^2(4) = 1,01$]¹¹.

Les coefficients de long terme ont les signes attendus. Les variables étant exprimées en logarithme, ces coefficients sont des élasticités. Pour 1% d'augmentation de l'indice de productivité relative, la colonne 2 suggère que l'effet Balassa-Samuelson se traduit par une hausse de 0,156% du taux de change réel. L'usage d'une productivité relative se justifie par le schéma de pondération des partenaires du TCER qui est spécifique à chaque pays. Pour le critère de PPA, la productivité du pays approchée par le PIB par tête suffisait dans la mesure où les Etats unis constituaient la référence commune à l'ensemble de l'échantillon. L'impact des termes de l'échange est un peu faible avec une élasticité de 0,10%. Sur des échantillons généralement plus petits, on est plutôt dans une fourchette de 0,15% - 0,25% (voir Elbadawi *et al.*, [2012]). Pour le taux d'ouverture commerciale, l'élasticité est dans un ordre de grandeur courant. Une augmentation de 1% se traduit par une baisse du TCER de 0,2%. Le coefficient de AEN est également au niveau attendu. Négatif, le coefficient à correction d'erreur suggère une vitesse d'ajustement de 17,2 % par an. Il faut donc 3,9 ans pour une réduction de moitié de l'écart à l'équilibre. Ce pourcentage est dans l'intervalle de ce qui est trouvé ailleurs avec des variations dans les options méthodologiques (voir Elbadawi *et al.* [2012], Edwards [1989], Owoundi [2016], Abdih et Tsangarides [2008]).

Les résultats avec le modèle comportemental ne confirment qu'en partie l'application du critère de PPA. L'ajustement de la parité réalisé en 1994 est une nouvelle fois justifié avec des mésalignements initiaux (1990-1993) plus importants en CEMAC qu'en UEMOA (Tableau 7). Par ailleurs, fortement sous-évalué sur la base de la PPA, en fin de période, le franc CFA s'avère désormais modérément surévalué en Guinée équatoriale. La sous période (1990-1993) est charnière. L'exploitation pétrolière et la bonne conjoncture des termes de l'échange ont induit un rééquilibrage dont la conséquence a été le passage d'une surévaluation significative à une sous-évaluation dans la seconde moitié de la décennie.

Pour les deux unions, après 1994, les francs CFA ont varié autour de la valeur du taux de change d'équilibre comportemental (BEER), dans des marges de fluctuations acceptables en regard du régime de change fixe et du dispositif institutionnel de coopération avec la France. La situation n'a jamais été comparable à la dégradation de la situation économique et financière de 1985-1993, qui avait motivé la dévaluation de 1994 (Collange et Plane, 1994). La sous-période la plus récente ne suscite donc pas d'interrogation quant à l'adéquation de la parité. Le Centrafrique continue cependant de se singulariser, mais on en connaît aussi bien l'origine que les solutions qui sont avant tout politiques et institutionnelles.

Les résultats obtenus sont en ligne avec ceux du FMI (2018a, 2018b). L'institution fait référence à un mésalignement en CEMAC compris entre -5% et +16,6% tandis que l'UEMOA serait au voisinage du taux de change d'équilibre. La comparaison peut être par ailleurs établie avec le modèle BEER du CEPII qui porte sur une période différente de la nôtre: 1973-2016 contre 1990-2016. Le modèle ne comporte par ailleurs que trois fondamentaux (Productivité, AEN, TOT) et le schéma de pondération est établi sur 30 pays partenaires en fonction du poids relatif des exportations et des importations. Dix partenaires sont retenus dans notre approche qui exclut également les échanges pétroliers. Sur 2014-2016, le Graphe 1 propose trois modalités de calcul pour chaque union. A gauche, la distribution du CEPII, puis les deux nôtres

avec la variante sur les fondamentaux, respectivement trois (CEPII) et quatre. Pour l'UEMOA, les distributions sont comparables, moins écartées avec notre approche, et une médiane qui met en évidence un même niveau de sous-évaluation. Pour la CEMAC, la médiane est également au voisinage du taux de change d'équilibre, mais avec une distribution plus dispersée.

Graphe 1 Analyse comparée des mésalignements (2014-2016)

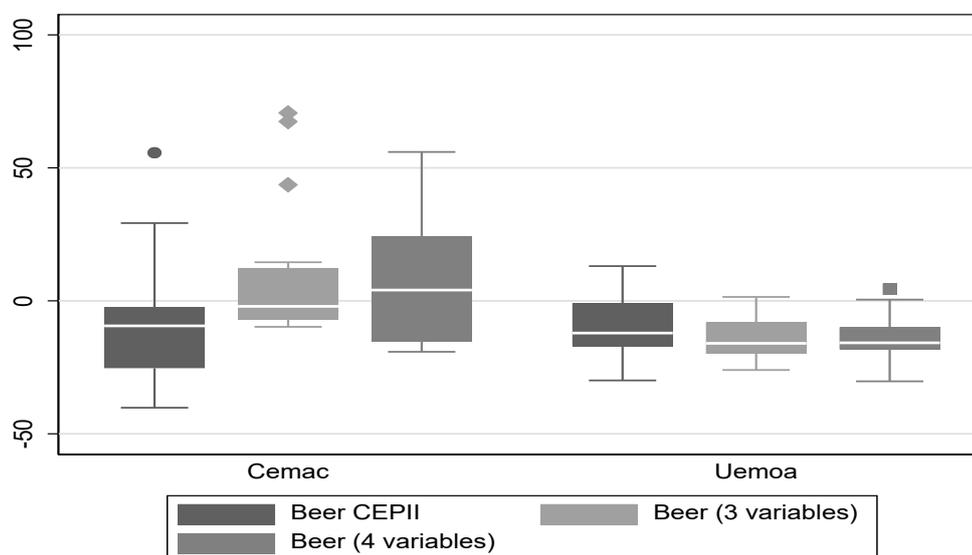


Tableau 7. La relation de cointégration du BEER et les mésalignements
(En pourcentage, Zone franc, estimateur CPMG)

	1990-1993	1994-1997	2010-2013	2014-2016
UEMOA (moyenne simple)	8	-18	-9	-15
UEMOA (moyenne pondérée)	15	-10	-5	-13
Bénin	-6	-33	-16	-22
Burkina-Faso	13	-20	-12	-15
Côte d'Ivoire	20	-1	3	-14
Guinée-Bissau	-26	-32	-23	-27
Mali	25	-3	-3	2
Niger	12	-22	-7	-16
Sénégal	18	-4	-7	-14
Togo	4	-25	-4	-14
CEMAC (moyenne simple)	22	7	-3	7
CEMAC (moyenne pondérée)	22	6	-5	-4
Cameroun	12	-10	-11	-14
Centrafrique	11	-16	-6	46
Congo	1	36	8	20
Gabon	35	-3	-15	-18
Guinée Equatoriale	56	47	6	6
Tchad	18	-13	1	0

Tableau 8. Tests de Wilcoxon : analyse comparée des vitesses moyennes d'ajustement sur le taux de change d'équilibre de long terme
(Estimateur CPMG, 1990-2016)

	Vitesse Moyenne	Ecart-type	Tests de Wilcoxon*		
			Z-stat	Probabilité	Comparaisons
Zone franc (14 pays)	-27,0	19			
<i>UEMOA</i>	-27,0	14,0			
<i>CEMAC</i>	-28,0	27,0			
Afrique hors ZF (27 pays)	-20,0	19,0	1,457	0,145	14/27
PED hors ZF (59 pays)	-17,0	19,0	2,263	0,024	14/59
Tous pays hors ZF (85 pays)	-17,0	17,0	2,626	0,008	14/85

*Les vitesses sont obtenues à partir de l'estimateur CPMG sur 99 pays. Pour le test de Wilcoxon le sous-ensemble de référence est la Zone franc, 14 pays. L'hypothèse nulle H_0 : En Zone franc, la vitesse moyenne d'ajustement du TCER sur la valeur d'équilibre est égale à la vitesse moyenne d'ajustement du sous-ensemble de comparaison, respectivement l'Afrique, les pays en développement (PED) et l'ensemble des pays.

Un prolongement de la réflexion consiste à savoir si le régime de change fixe des francs CFA s'est traduit par une vitesse plus lente de retour au taux d'équilibre. L'estimateur CPMG est associé à une vitesse d'ajustement par pays de sorte qu'on peut comparer celles de l'union à celles des pays hors Zone franc. Du fait de la petite taille des sous-ensembles, les comparaisons sont effectuées sur la base du test non paramétrique de Wilcoxon qui n'implique pas l'hypothèse de normalité et compare les rangs des distributions. Les vitesses d'ajustement sont obtenues avec une dimension temporelle de 27 ans de sorte qu'il convient d'être prudent dans le commentaire. Avec cette précaution, l'hypothèse que l'ajustement sur la valeur d'équilibre aurait été plus rapide en Zone franc n'est pas rejetée, sauf vis-à-vis des pays africains hors Zone franc (Tableau 8).

Analyse de robustesse

L'approximation de la productivité par le PIB par tête est problématique. Les rentes pétrolières de la CEMAC élèvent le niveau de revenu permanent des agents sans refléter la productivité pour les autres biens échangeables qui conditionnent l'effectivité de la diversification productive. Les conséquences sont possibles pour le BEER, certaines pour le critère de la PPA ajusté de l'effet Balassa-Samuelson. Le second test de sensibilité est relatif à l'échantillon. Les estimations du modèle BEER sont-elles affectées lorsque l'échantillon est restreint aux pays en développement ?

La productivité mesurée par le PIB par tête hors rentes

La productivité est la force motrice de la convergence des prix avec le critère de PPA absolue, un des fondamentaux du BEER. Pour les pays producteurs de ressources naturelles génératrices de rentes, le PIB par tête (\$ PPA internationaux courants) n'est pas un bon marqueur de la productivité globale de facteurs. Certes, la découverte et l'exploitation, par exemple de pétrole, élèvent le revenu permanent, notamment par la rente associée, mais pas la

productivité dans le secteur des biens échangeables de sorte que ce secteur peut souffrir du « syndrome hollandais » (Corden et Neary [1982]). La transformation productive requiert que le taux de change réel (TCR) et l'indice du taux de change effectif réel (TCER) soient l'un et l'autre en relation avec la productivité des biens échangeables hors secteur de rentes.

Dans l'analyse du BEER des pays du G20, une des options analytiques retenues par Bénassy-Quéré, Béreau et Mignon [2008] est d'approximer la productivité par le prix relatif entre biens non échangeables et échangeables. Ce choix n'a pas que des avantages. Le prix relatif peut être influencé par d'autres variables que la productivité. Par ailleurs le raisonnement est un peu circulaire. Le TCER est expliqué par un prix relatif interne qui est une composante du TCER. Dans notre cas, capter l'effet productivité par le prix relatif interne nécessiterait enfin de raisonner sur un bien échangeable différent des produits de rentes sous peine de maintenir l'objection faite au revenu par habitant. Notre correction consiste à soustraire les rentes du PIB (\$ PPA internationaux courants) avant de rapporter l'agrégat à la population. La Banque mondiale mesure le pourcentage de rentes à partir de 5 produits (k): pétrole, gaz naturel, charbon, mines, et produits de la forêt (Cf. *World Development indicators*).

Sur un marché concurrentiel, à l'équilibre, le prix est égal au coût marginal qui correspond au minimum du coût moyen. Pour un pays i et un produit k , l'approximation des rentes à l'instant t , notée θ_{ik} , se déduit de l'écart en dollars entre le prix mondial exogène P_k et le coût moyen de la production locale (CM_{ik}). Cet écart est ensuite pondéré par le poids relatif (μ_{ik}) du produit k dans le PIB avec $\theta_i \in [0, 1]$. Par cette procédure de calcul, on en déduit un PIB par tête hors rentes.

$$\text{PIBPC hors rentes} = (1-\theta_i) \text{PIBPC}, \text{ avec } \theta_i = \sum_{k=1}^n (P_k - CM_{ik})\mu_{ki}$$

Pour la Zone franc, l'importance des rentes varie considérablement dans le temps et selon l'union considérée. Entre 1990 et 2016, les chiffres entre parenthèses indiquent le pourcentage des rentes dans le PIB sur l'année où elles ont été les plus élevées. L'UEMOA n'est concernée que par les extractions de l'or au Burkina Faso (17,6% ; 2016) et au Mali (16,8% ; 2012). Avec le pétrole, les chiffres sont autrement plus spectaculaires en CEMAC: Guinée équatoriale (84,2% ; 2000), Congo (59,6% ; 2006), Gabon (45,8% ; 2008) et Tchad (38% ; 2005).

Le PIB par tête hors rentes ($PIBPC_{HR}$) est utilisé pour les deux critères d'analyse du taux d'équilibre. Pour le critère de PPA absolue corrigée de l'effet Balassa-Samuelson le mésalignement noté u'_{it} est désormais établi comme suit.

$$\text{Log}(TCR)_{it} = \alpha + \beta' \log[(1 - \theta)_{it} (PIBPC)_{it}] + u'_{it} \quad (8)$$

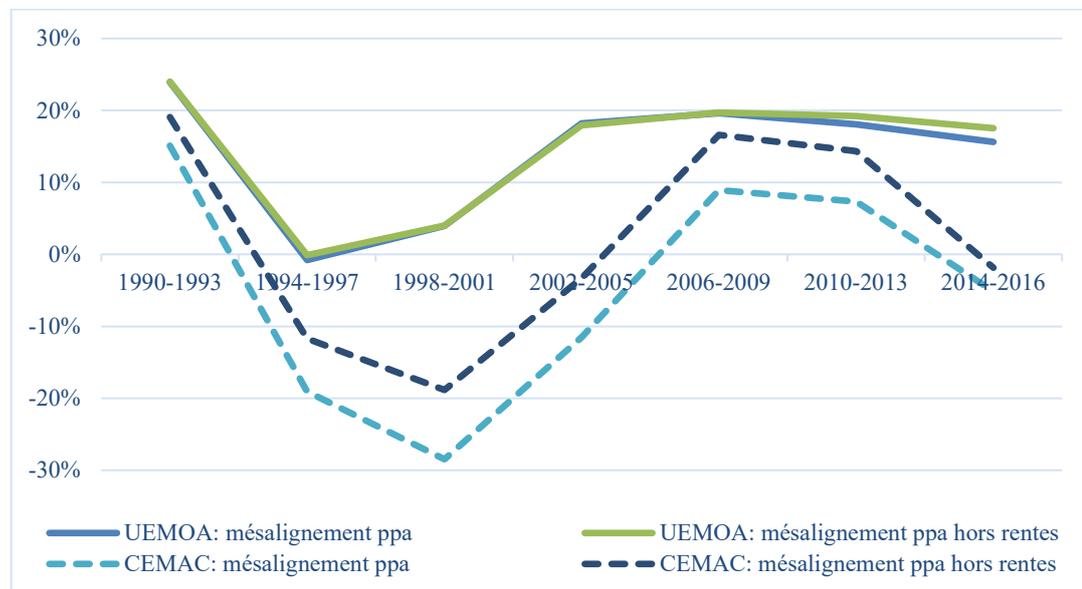
$$\text{Log}(\widehat{TCR})_{it} = \frac{0,265^{***}}{(0.01)} \log(PIBPC_{HR})_{it} - \frac{2,937^{***}}{(0.11)} \quad (9)$$

$$R^2 = 0.477 \text{ et } n = 693$$

La nouvelle mesure de la productivité n'induit pas de différence avec le coefficient précédent ($PIBPC_{HR}$.) La stabilité de l'élasticité est évidemment compatible avec des différences d'impact au niveau des unions et des pays, en particulier pour la CEMAC. En fin de période, la différence est limitée à 2 points de pourcentage en UEMOA avec une surévaluation moyenne qui varie entre 16% et 18% (Graphe 2). En CEMAC, l'écart met en évidence une sous-évaluation de 3 points de pourcentage (-5% à -2%). Enlever les rentes du PIB conduit à diminuer la tolérance à l'appréciation *normale* du prix des non échangeables. On le vérifie pour quatre pays pétroliers (Congo, Guinée Equatoriale, Tchad, Gabon).

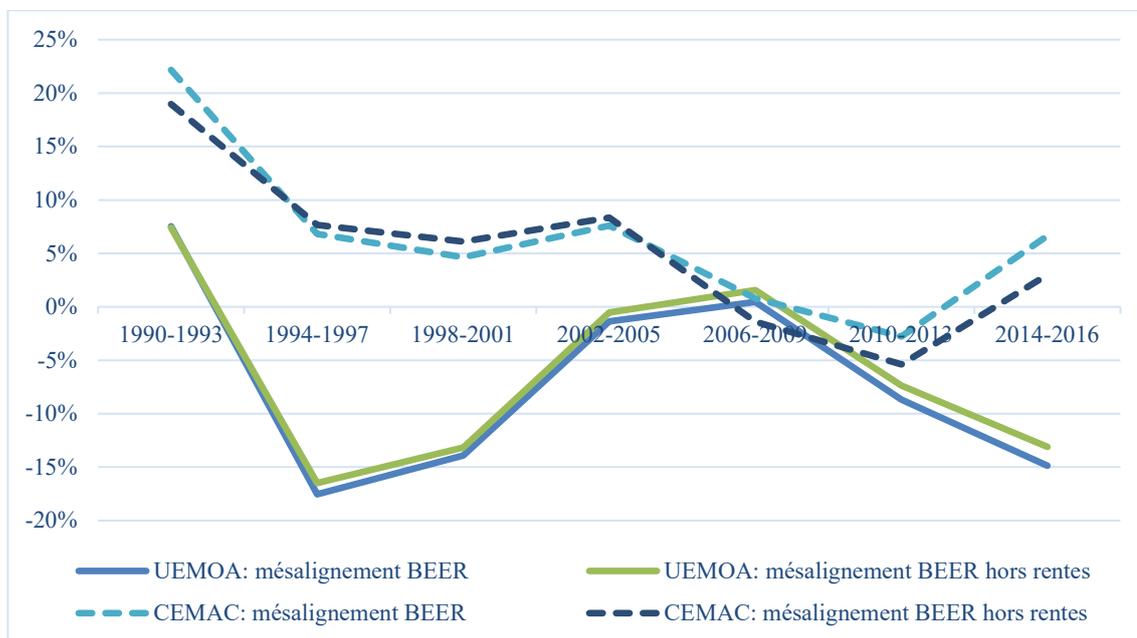
Avec le modèle BEER, la nouvelle mesure de la productivité n'affecte que très modérément les résultats précédents. Les courbes du Graphe 3 sont quasiment confondues pour l'UEMOA, modérément différents pour la CEMAC. Les fondamentaux autres que la productivité contribuent à l'atténuation de l'impact.¹²

Graphe 2. Les mésalignements du taux de change de PPA et la sensibilité de la mesure de la productivité (1990-2016, 99 pays)



Source : Auteurs à partir de l'estimation des régressions (7) et (9).

**Graphe 3. Les mésalignements et le BEER (CPMG) :
sensibilité à la mesure de la productivité**



Source : Auteurs à partir des Tableaux 6 et 9.

Mésalignements et composition de l'échantillon

Le second test de robustesse est sur la taille de l'échantillon de pays que l'on ne modifie que pour l'estimation du modèle de cointégration (BEER).¹³

Tableau 9. Le modèle BEER et la relation de cointégration
(Echantillon de 72 pays avec et sans correction sur la mesure de la productivité, 1990-2016)

	(1) CPMG Balassa Samuelson (PIB par tête, dollars PPA)	(2) CPMG PED Balassa Samuelson (PIB par tête, dollars PPA)	(3) CPMG Balassa Samuelson (PIB par tête, dollars PPA, hors rentes)	(4) CPMG PED Balassa Samuelson (PIB par tête, dollars PPA, hors rentes)
<i>Coefficients de long-terme</i>				
Productivité	0,156*** (0,0232)	0,169*** (0,0266)	0,180*** (0,0251)	0,186*** (0,0274)
AEN	0,615*** (0,0746)	0,752*** (0,0925)	0,749*** (0,0901)	0,851*** (0,101)
ToT	0,0960*** (0,0237)	0,0978*** (0,0265)	0,111*** (0,0244)	0,105*** (0,0264)
Ouverture	-0,226*** (0,0262)	-0,252*** (0,0275)	-0,256*** (0,0250)	-0,259*** (0,0264)
<i>Coefficients de court-terme</i>				
CCE	-0,172*** (0,0174)	-0,184*** (0,0225)	-0,155*** (0,0168)	-0,173*** (0,0217)
Productivité	0,0768 (0,0782)	0,00778 (0,0952)	0,201*** (0,0561)	0,128* (0,0688)
AEN	0,523*** (0,145)	0,732*** (0,188)	0,492*** (0,148)	0,694*** (0,193)
ToT	-0,0144 (0,0285)	-0,00602 (0,0340)	0,0109 (0,0287)	0,00415 (0,0337)
Ouverture	-0,320*** (0,0374)	-0,248*** (0,0394)	-0,325*** (0,0362)	-0,256*** (0,0376)
Constante	-0,00120 (0,00451)	0,00198 (0,00632)	0,00127 (0,00421)	0,00490 (0,00560)
Observations	2 574	1 872	2 574	1 872
CD Valeur-P	0,884	0,857	0,965	0,995

Sources. Cf. Annexes 1 à 3. CCE : coefficient à correction d'erreur, ϕ_i dans la spécification théorique générale (5). CD Valeur P fait référence au test de dépendance transversale de Pesaran (2004) dont la statistique est normalement distribuée sous l'hypothèse nulle d'absence de dépendance transversale. Avec usage de l'estimateur CPMG on rejette la corrélation interindividuelle.

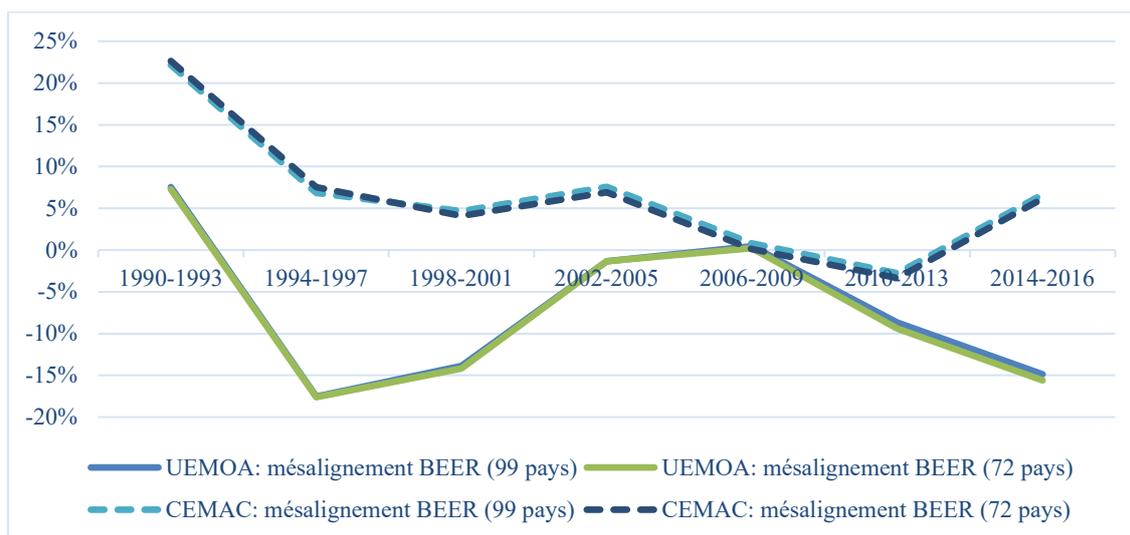
La réalisation des grands équilibres macroéconomiques, entre l'épargne et l'investissement, n'est pas indépendante du sous-emploi chronique des pays en développement,

du degré de convertibilité des monnaies qui agit sur le niveau des avoirs extérieurs nets ou encore de la concentration des exportations qui induit une sensibilité particulière aux variations des termes de l'échange. Ces différences sont sources d'hétérogénéités qui peuvent affecter les mésalignements de long terme. Le modèle est donc réestimé, avec l'estimateur CPMG, sur l'échantillon des 72 pays en développement, soit 1872 observations.

Le Tableau 9 propose les régressions avec l'échantillon complet et restreint aux seuls pays en développement et avec les deux mesures de la productivité. Les estimations sont obtenues comme précédemment avec l'estimateur CPMG. Les coefficients de régression, y compris les vitesses d'ajustement, sont assez stables et les niveaux de significativité peu affectés. Les avoirs extérieurs nets (AEN) sont la seule variable pour laquelle le coefficient varie entre 13% et 22%. Les deux indicateurs de productivité produisent eux-mêmes un écart compris entre 10% et 15%. Contrairement au taux de change d'équilibre de PPA qui ne s'avérait pas sensible à la mesure de la productivité, l'absence des rentes dans le PIB par tête relève ici son impact sur le coefficient de détermination du taux de change d'équilibre.

Dans l'ensemble, les résultats sont stables, robustes aux variations de l'échantillon et mesures de la productivité (Graphe 4). Pour l'UEMOA, la moyenne simple sur 2014-2016 met en évidence, selon l'hypothèse retenue, une sous-évaluation comprise entre 13% et 16% (Cf. Annexes 4 et 5). Pour la CEMAC, la surévaluation est comprise entre 2% et 7%.¹⁴ Une nouvelle fois, les pourcentages ne varient significativement que pour la Guinée Equatoriale. L'exclusion des rentes produit à présent une sous-évaluation comprise respectivement entre 14% et 16% sur les échantillons de 99 et 72 pays, une surévaluation de 4% à 6% sur ces échantillons lorsque les rentes sont retirées du PIB.

Graphe 4. Les mésalignements du BEER et la sensibilité à la taille de l'échantillon



Source : Auteurs à partir du Tableau 9.

Conclusion

Le taux de change des francs CFA est régulièrement discuté. L'objectif de l'article était d'évaluer si la parité de 1994 demeurait en ligne avec le taux de change d'équilibre des deux unions (UEMOA, CEMAC) et de chacun de leurs membres. Les deux critères d'analyse adoptés ont montré des différences entre les unions monétaires, entre les sous périodes et pays considérés. Les deux critères donnent par ailleurs des résultats différents. Le modèle BEER est plus favorable à l'UEMOA que le critère de PPA et vice et versa pour la CEMAC. Les mésalignements se sont avérés peu sensibles à la mesure de la productivité et à la composition de l'échantillon. En fin de période (2014-2016), les écarts au taux d'équilibre ne semblent pas appeler un réajustement de parité. Parmi les 14 membres, le Centrafrique se singularise toutefois avec une surévaluation notable. La situation que traverse le pays est le résultat de vulnérabilités, d'une fragilité politique dont les conséquences ne sont pas réductibles à un ajustement de taux de change nominal.

Pour des économies qui aspirent à la transformation productive, ces conclusions pourront être réinterprétées moins favorablement. Une sous-évaluation durable et soutenue a les faveurs de ceux qui voient dans la politique active de change un moyen de soutenir la croissance et la diversification. Si la sous-évaluation doit être de mise envers le critère de PPA absolue, la Zone franc peut faire mieux. Mais les doutes subsistent quant à l'efficacité de cette recommandation qui a surtout fonctionné en Asie du sud-est. Quoi qu'il en soit, de nombreuses raisons font que la parité des francs CFA ou de l'«éco » restera dans le champ de la réflexion.

La gestion de la Covid-19 donne lieu à des politiques monétaires actives. La crise sanitaire passée, l'inflation et le mouvement des réserves de change pourraient relancer les interrogations sur la parité. La thématique du surendettement a par ailleurs fait son retour en Afrique. En Zone franc, le surendettement concerne le Congo et le Tchad. Depuis 1996 et l'initiative lancée par le FMI et la Banque mondiale en faveur des pays pauvres et très endettés (PPT), la dette extérieure avait cessé d'être une préoccupation majeure. Un nouvel épisode de surendettement émerge avec des créances portées notamment par la Chine. Le traitement du sujet par la communauté internationale indiquera dans quelle proportion la dette peut redevenir un des fondamentaux du taux de change d'équilibre. La Zone de Libre-Echange Continentale Africaine (ZLECAf) sera également un sujet d'actualité croissante. Cette intégration fera naître en effet des opportunités, mais aussi des risques en matière de compétitivité intracontinentale.

Bibliographie

- ABDIH Y., TSANGARIDES C. G. [2008], « Economic Fundamentals and the CFA Franc Zone real Exchange Rates, in A.M. GULDE et C. TSANGARIDES (dir.), *The CFA Franc Zone, Common Currency, uncommon Challenges*, IMF, Washington, 397p.
- ARROW K. [1972], "Gifts and Exchanges", *Philosophy and Public Affairs*, Vol 1, pp343-
- ARROW K. [1974], "The Limits of Organization", New York: Norton & Cambridge, MA: Harvard University Press
- BANQUE AFRICAINE DE DEVELOPPMENT, UNION AFRICAINE, COMMISSION DES NATIONS UNIES POUR L'AFRIQUE. [2019], « Indice d'intégration régionale 2019 », Abidjan
- BHAGWATI J. [(1983], Why are service cheaper in the poor countries, *Economic Journal*, 94, pp 279-286
- BALASSA B. [1964], «The purchasing-power parity doctrine: a reappraisal », *The Journal of Political Economy*, p.584–596, *CEPII Working Paper*, 2008-01.
- BENASSY-QUERE A., BERAU S., MIGNON V. [2008], “How Robust are Estimated Equilibrium Exchange Rates? A Panel BEER Approach”
- BENASSY-QUERE A., BERAU S., MIGNON V. [2009], « Taux de change d'équilibre. *Revue économique* », 60(3), p.657-666.
- BENASSY- QUERE A., BERAU S., MIGNON V. [2010], « On the complementarity of equilibrium exchange-rate approaches », *Review of International Economics*, 18(4), p.618-632.
- BLACKBURNE, E. F., FRANCK M. W. [2007], «Estimation of nonstationary heterogeneous panels», *The Stata Journal*, 7(2), p. 197-208.
- CADOT O., de MELO J., PLANE P., WAGNER L., WOLDEMICHAEL M.T. [2016], « Industrialisation et transformation structurelle: l'Afrique subsaharienne peut-elle se développer sans usines ? », *Revue d'économie du Développement*, numéro 2, juin.
- CHUDIK A., PESARAN M.H. [2015], “Common correlated effects estimation of heterogeneous dynamic panel data models with weakly exogenous regressors”, *Journal of Econometrics*, 188 (2) (2015), pp. 393-420
- CHUDIK A., J MONGARDINI J. [(2007], “In Search of Equilibrium: Estimating Equilibrium Real Exchange Rates in Sub-Saharan African Countries”, *IMF Working Paper*, 07/90
- CLARK P., MACDONALD R. [1999], « Exchange rate and Economic Fundamentals: A Methodological Comparison of BEERs and FEERs” in MACDONALD R., Stein J (dir.) *Equilibrium Exchange rates*, Kluwer Academic Publisher, Boson University.

- COLLANGE G., PLANE P [1994], « Dévaluation des francs CFA : le cas de la Côte d’Ivoire, une simulation avec un modèle d’équilibre général calculable », *Economie internationale*, la revue du CEPPII, n°58, vol 2.
- COMBES J.-L., KINDA T., PLANE P. [2012], « Capital Flows, Exchange Rate Flexibility and the Real Exchange Rate », *Journal of Macroeconomics*, 34 (4), p.1034–1043.
- COMBES J. L., KINDA T., OUEDRAOGO R., PLANE P. [2019], « Financial flows and economic growth in developing countries », *Economic Modelling*, 83, 195-209.
- CORDEN W. M., NEARY J P. [1982], « Booming Sector and De-industrialisation in a Small Open Economy », *Economic Journal*, 92, p. 825–848.
- CORNWELL C., SCHMIDT P., SHICLES R. [1990] “Production frontiers with cross-sectional and time-series variation in efficiency levels”? *Journal of Econometrics*, vol 46, issue 1-2, oct-nov, pp 185-200
- COUDERT V. et COUHARDE C. [2009], « Currency Misalignments and Exchange Rate Regimes in Emerging and Developing Countries », *Review of International Economics*, 17(1), pp. 121–136.
- COUHARDE C., SALLENAVE C. [2013], “How do currency misalignments’ threshold affect economic growth?” *Journal of Macroeconomics* 36 (2013) 106–120.
- COUHARDE C., DELATTE A. L., GREKOU C., MIGNON V., MORVILLIER F. [2018], « EQCHANGE: A world database on actual and equilibrium effective exchange rates », *International economics*, 156, 206-230.
- COULIBALY I., GNIMASSOUN B. [2013]. “Optimality of a monetary union: New evidence from exchange rate misalignments in West Africa” *Economic Modelling* 32 (2013) 463–482.
- DE V. CAVALCANTI, T. V., MOHADDES, K., RAISSI, M. [2015], « Commodity price volatility and the sources of growth », *Journal of Applied Econometrics*, 30(6), 857-873.
- EDWARDS S. [1988], « Exchange Rate Misalignment in Developing Countries », the Johns Hopkins University Press, Baltimore.
- EDWARDS S. [1994], «Real and Monetary Determinants of Real Exchange Rate Behavior: Theory and Evidence from Developing Countries», dans J. Williamson (dir.), *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, Institute for International Economics, Washington, D.C.
- ELBADAWI I. A., KALTANI L., DE SOTO R. [2012], « Aid, real exchange rate misalignment, and economic growth in Sub-Saharan Africa », *World Development*, 40(4), p 681-700.
- ELBADAWI I. A. et de SOTO R. [1994], «Capital Flows and Long Run Exchange Rate Equilibrium in Chile», *Policy Research Working Paper*, N°1306, World Bank, 40 p.

- FEINDOUNO S., GUERINEAU. S., GUILLAUMONT. P., GUILLAUMONT JEANNENEY S. et P PLANE P. [2020], *Zone franc, croissance économique et réduction de la pauvreté*, ouvrage édité par la FERDI
- FERNANDEZ C., LEY E., STEEL M. [2001], Model Uncertainty in Cross-Country Growth Regressions, *Journal of Applied Econometrics*, 16, 563-576.
- FMI [2019], *Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions 2018*, Washington D. C.
- FMI [2018a], Central African Economic and Monetary Community (CEMAC): Staff Report on the Common Policies in Support of Member Countries Reform Programs, July 2018
- FMI [2018b], West African Economic and Monetary Union (WAEMU), common policies for member countries, Staff report on common policies of member countries, April 2018
- FRANKEL. J. [2004], "On the Renminbi: The Choice Between Adjustment Under a Fixed Exchange Rate and Adjustment Under a Flexible Rate," written for a High-Level, Seminar on Foreign Exchange System, Dalian, China, May 2004.
- GNIMASSOUN B [2019]. « L'intégration de l'UEMOA est-elle pro-croissance ? », *Revue d'économie politique*, numéro 3, volume 129.
- GREKOU C. [2018], « *Currency Misalignments and Economic Growth: The Foreign Currency-Denominated Debt Channel.* », CEPII research center.
- GUILLAUMONT P., GUILLAUMONT S. [2017], « La Zone franc en perspective », *Revue d'économie du développement*, 25(2), p.5-40.
- GUILLAUMONT JEANNENEY S. [2015], *Régimes et stratégies de change dans les pays en développement*, FERDI- *Economica*, 173 p.
- GUZMAN M., OCAMPO J. A., et STIGLITZ J. [2018], « Real exchange rate policies for economic development », *World Development*, 110, p. 51-62.
- KRAVIS I., LIPSEY R. [1983], *To ward on explanation of national price level*, Princeton Studies in International Finance, 52.
- HERZER D. [2020], « How does mortality affect innovative activity in the long run? », *World Development*, 125, 104688.
- HODRIK R. J., PRESCOTT E C. [1997], « Postwar US Business Cycles: An Empirical Investigation », *Journal of Money, Banking, and Credit*, (29), p. 1–16.
- HINKLE L., MONTIEL J.P. [1999], *Exchange Rate Misalignment, Concepts and Measurement for Developing Countries*, a World Bank Research Publication, Oxford University Press New-York.

- HUSAIN A.M., MODY A., ROGOFF K. [2005], «Exchange Rate Regime Durability and performance in developing versus advanced economies», *Journal of Monetary Economics*, 52(1), p 35-64.
- JOHNSON S., OSTRY J.D., SUBRAMANIAN A. [2007], «The Prospects for Sustained Growth in Africa: benchmarking the constraints», NBER, Working Paper 13120, May.
- LEVIN A., LIN C.-F., CHU C.-S. J. [2002], “Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties”. *Journal of Econometrics* 108: 1–24.
- MACDONALD R. [2000], «Concepts to Calculate Equilibrium Exchange Rates: An Overview», Discussion paper Series 1, Volkswirtschaftliches Forschungszentrum der Deutschen Bundesbank, (03).
- MONTIEL P.J. [1999], “The Long Run Equilibrium Exchange Rate: An Analytical Model” in L. E Hinkle et P.J Montiel, *Exchange rate Misalignment: Concepts and Measurement for Developing Countries*, World Bank, Oxford University press, New-York
- NOUIRA R., SEKKAT K., PLANE P. [2011], « Exchange Rate Undervaluation and Manufactured Exports: A Deliberate Strategy? », *Journal of Comparative Economics*, 39(4), p. 584-611.
- OWOUNDI F. [2016], « Do exchange rate misalignments really affect economic growth? The case of Sub-Saharan African countries», *International Economics*, 145, p. 92–110.
- PEDRONI, P. [2004], «Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis», *Econometric theory*, 20(3), 597-625.
- PESARAN M.H., SHIN Y. [1998], « An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis », in S. STEINAR (dir.), *Econometrics and Econometric Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, Cambridge University Press.
- PESARAN M.H., SHIN Y., SMITH R.P. [1999], «Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels», *Journal of American Statistical Association*, 94(446), p. 621–634.
- PESARAN, M. H. [2006], «Estimation and Inference in Large Heterogeneous Panels with a Multifactor Error Structure», *Econometrica* 74(4), 967–1012.
- PHILIP R.L., MILESI-FERRETTI G.M. [2017], «International Financial Integration in the Aftermath of the Global Financial Crisis», IMF Working Paper 17/115.
- PLANE P. [2021], "What Factors Drive Transport and Logistics Costs in Africa?", à paraître, *Journal of African Economies*, Oxford University Press.
- RIBEIRO R. S.M., Mc COMBIE J S L., TADEU LIMA G. [2020], “Does real exchange rate undervaluation really promote economic growth?”, *Structural Change and Economic Dynamics*, vol 52 pp 408–417

- RODRIK D. [2015], «Premature Deindustrialization», NBER Working Paper No.20935.
- RODRIK D. [2008], «The real exchange rate and economic growth», *Brookings Papers on Economic Activity* (Fall), p.365–412.
- RODRIK D. [2009], «Industrial policy: don't ask why, ask how», *Middle East Development Journal* 1 (1), p.1–29.
- RODRIK D. [2010], «Growth after the crisis», in M.Spence et D. Leipziger (dir.), *Globalization and Growth: Implications for a Post-Crisis World*. World Bank, Washington, DC, p. 125–150.
- RODRIK D. [2005], «Growth Strategies» dans P. Aghion et S. Durlauf (dir.), *Handbook of economic growth*, volume 1, Elsevier, pp 967-1014.
- ROGOFF K. [1996], « The purchasing power parity puzzle », *Journal of Economic literature* 34, p. 647-668.
- SAMUELSON P. A. [1964], «Theoretical notes on trade problems», *The Review of Economics and Statistics*, p.145–154.
- STEIN J.L [1994], « The Natural Real Exchange Rate of the United States Dollar and Determinants of Capital Flows », in J. WILLIAMSON (éd.), *Equilibrium Exchange Rates*, Institute for International Economics, Washington, DC, p. 133-175
- STIGLITZ J. [2008], «Capital Market Liberalization, Globalization and the IMF», in J. A. OCAMPO., J. STIGLITZ (dir.), *Market Liberalization and Development*, Oxford University Press.
- WESTERLUND J. [2007], «Testing for error correction in panel data, » *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 69(6), 709-748.
- WILLIAMSON J. [1994], «Estimating Equilibrium Exchange Rates», Washington, D.C.: Institute for International Economics.
- WILLIAMSON J. [1983], *The Exchange Rate System*, MIT Press for the Institute of International Economics.

Annexe 1. Définition et sources des variables

Variables	Définitions	Source
<i>TCR</i>	Rapport du facteur de conversion de la PPA (nombre d'unités d'une devise d'un pays nécessaire pour acheter la même quantité de biens et services sur le marché intérieur qu'un dollar américain) divisé par le taux de change du marché.	WDI, Banque mondiale
<i>PIBPC</i>	PIB par habitant en parité de pouvoir d'achat converti en dollars internationaux.	World Bank, International Comparison Program database
<i>TCER</i>	Moyenne géométrique des indices de taux de change nominaux vis-à-vis des 10 principaux partenaires commerciaux bilatéraux. Le schéma de pondération fait référence à l'importance relative des importations et exportations hors pétrole ajustée des prix relatifs. La pondération est calculée sur la période 2009-2013. Base 100 =2010.	OCD-Ferdi à partir des données du CEPII (BACI 2018) et International Financial Statistics, FMI, 2017
<i>Productivité</i>	Pour le BEER, l'indice de la productivité est mesuré de manière relative en considérant les principaux partenaires commerciaux bilatéraux du pays considéré. Les pondérations sont les mêmes que celles utilisées pour établir le TCER. L'indice est une moyenne géométrique, base 100 = 2010. La productivité est mesurée à partir des PIBPC, avec ou sans les rentes	OCD-Ferdi, à partir des données CEPII (BACI, 2018) et des WDI, Banque mondiale
<i>AEN</i>	Avoirs extérieurs nets hors impact de l'effet moyen des termes de l'échange, en pourcentage du PIB	Philip R. Lane and Gian Maria Milesi-Ferretti (2017)
<i>TOT</i>	Termes de l'échange, rapport des prix d'exportation du pays aux prix d'importation	World Economic Outlook (2018), FMI.
<i>Ouverture</i>	Résidu d'une régression du log du ratio des exportations et des importations de biens et services en pourcentage du PIB sur la population totale, les rentes naturelles en du PIB et une muette enclavement pour les pays sans littoral	Calcul à partir des données, WDI, Banque mondiale
<i>Rentes</i>	Rentes naturelles (pétrolière, gazière, forestières, minérales y compris le charbon), en pourcentage du PIB.	WDI, Banque mondiale
<i>CC/PIB</i>	Rapport du solde du compte courant sur le PIB	World Economic Outlook, FMI
<i>M2/PIB</i>	Rapport de la masse monétaire M2 sur le PIB	WDI, Banque mondiale

Annexe 2. Liste des 99 pays de l'échantillon

Afrique du Sud, *Allemagne*, Algérie, Angola, Argentine, *Australie*, Bangladesh, *Belgique*, Belize, **Bénin**, Bhoutan, Bolivie, Brésil, **Burkina-Faso**, Burundi, **Cameroun**, Cap Vert, **Centrafrique**, *Chili*, Chine, Colombie, Comores, **Congo**, Costa Rica, **Côte d'Ivoire**, *Chypre*, *Danemark*, Dominique, El Salvador, Equateur, Egypte, *Espagne*, Ethiopie, *Emirats arabes Unis*, *Finlande*, *France*, **Gabon**, Gambie, Ghana, *Grèce*, Grenade, Guatemala, Guinée, **Guinée-Bissau**, **Guinée Equatoriale**, Honduras, Islande, Inde, Indonésie, *Irlande*, *Israël*, *Italie*, *Japon*, Jamaïque, Jordanie, Kenya, Laos, Liban, Madagascar, Malaisie, Malawi, **Mali**, Maurice, Maroc, Mozambique, *Nouvelle-Zélande*, **Niger**, Nigeria, *Norvège*, Oman, Pakistan, Panama, Paraguay, *Pays-Bas*, Pérou, *Philippine*, *Portugal*, *Royaume-Uni*, RD Congo, Rwanda, Salvador, **Sénégal**, Seychelles, Sierra Leone, Sri Lanka, Soudan, *Suède*, *Suisse*, Tanzanie, Thaïlande, **Tchad**, **Togo**, *Trinité et Tobago*, Turquie, Ouganda, *Uruguay*, *USA*, Venezuela, Yémen, Zambie.

N.B. En gras les pays de la Zone franc. En italique les pays à revenus élevés.

Annexe 3. Statistiques descriptives (1990-2016, 99 pays)

<i>Variables</i>	<i>Obs</i>	<i>Moyenne</i>	<i>Ecart-type</i>	<i>Min</i>	<i>Max</i>
<i>TCER</i>	2673	107,649	30,937	39,735	599,039
<i>Productivité</i>	2673	106,986	27,254	13,859	459,02
<i>AEN/PIB</i>	2673	-,416	,942	-5,421	17,268
<i>ToT</i>	2673	103,633	30,769	17,995	672
<i>Ouverture</i>	2673	71,939	40,079	11,087	531,737
<i>CC/PIB</i>	2666	-3,479	9,412	-124,557	49,98
<i>M2/PIB</i>	2299	50,601	40,091	2,857	267,388
<i>TCR</i>	2673	,544	,318	,076	1,856
<i>Rentes (%PIB)</i>	2673	7,829	10,889	0	78,568
<i>PIBPC</i>	2673	12007,84	14187,27	242,001	84604,34
<i>PIBPC hors rentes</i>	2673	13157,82	15090,23	289,732	90973,36

Sources, se reporter à l'annexe 1.

Annexe 4. Les mésalignements PPA et la sensibilité à la productivité

	1990-1993	1994-1997	2010-2013	2014-2016
--	-----------	-----------	-----------	-----------

	<i>PIBPC</i>	<i>PIBPC_{HR}</i>	<i>PIBPC</i>	<i>PIBPC_{HR}</i>	<i>PIBPC</i>	<i>PIBPC_{HR}</i>	<i>PIBPC</i>	<i>PIBPC_{HR}</i>
UEMOA (moyenne simple)	24	24	-1	0	18	19	16	18
UEMOA (moyenne pondérée)	26	26	3	2	15	16	12	13
Bénin	15	16	0	0	14	13	10	10
Burkina-Faso	56	56	20	21	17	20	10	14
Côte d'Ivoire	5	4	-9	-10	10	10	9	9
Guinée-Bissau	-44	-40	-59	-55	17	19	20	24
Mali	12	11	-13	-13	9	11	10	12
Niger	48	48	23	24	37	38	33	35
Sénégal	55	54	23	22	17	15	8	8
Togo	43	43	10	11	23	28	24	28
CEMAC (moyenne simple)	15	19	-19	-12	7	14	-5	-2
CEMAC (moyenne pondérée)	9	12	-21	-15	0	6	-15	-13
Cameroun	39	39	22	21	6	5	2	2
Centrafrique	101	101	58	60	53	53	76	78
Congo	-42	-31	-60	-46	10	27	-31	-23
Gabon	-45	-38	-68	-59	-12	-3	-32	-29
Guinée Equatoriale	18	23	-59	-40	-35	-26	-53	-50
Tchad	20	20	-7	-5	23	29	8	11

N.B *HR* signifie que la productivité est mesurée par le PIB par tête hors rentes

Annexe 5. Les mésalignements avec le modèle BEER et la sensibilité à la productivité (Estimateur CPMG)

	1990-1993		1994-1997		2010-2013		2014-2016	
	<i>PIBPC</i>	<i>PIBPC_{HR}</i>	<i>PIBPC</i>	<i>PIBPC_{HR}</i>	<i>PIBPC</i>	<i>PIBPC_{HR}</i>	<i>PIBPC</i>	<i>PIBPC_{HR}</i>
UEMOA (moyenne simple)	8	7	-18	-16	-9	-7	-15	-13
UEMOA (moyenne pondérée)	15	16	-10	-9	-5	-3	-13	-11
Bénin	-6	-7	-33	-33	-16	-16	-22	-21
Burkina-Faso	13	12	-20	-20	-12	-11	-15	-12
Côte d'Ivoire	20	22	-1	3	3	4	-14	-15
Guinée-Bissau	-26	-25	-32	-30	-23	-24	-27	-27
Mali	25	26	-3	-2	-3	-2	2	4
Niger	12	10	-22	-22	-7	-5	-16	-13
Sénégal	18	18	-4	-4	-7	-6	-14	-12
Togo	4	3	-25	-24	-4	1	-14	-9
CEMAC (moyenne simple)	22	19	7	8	-3	-5	7	3
CEMAC (moyenne pondérée)	22	20	6	7	-5	-7	-4	-8
Cameroun	12	11	-10	-9	-11	-12	-14	-16
Centrafrique	11	8	-16	-16	-6	-6	46	49
Congo	1	2	36	42	8	13	20	22
Gabon	35	34	-3	-4	-15	-16	-18	-22
Guinée Equatoriale	56	49	47	52	6	-11	6	-14
Tchad	18	10	-13	-18	1	1	0	-2

N.B. La productivité est mesurée ici sous forme relative en considérant le PIB par tête du pays que l'on rapporte à celui de la moyenne de ses principaux partenaires commerciaux. Se rapporter au texte. Comme dans le tableau précédent, les lettres *HR* signifie que le PIB par tête est mesuré hors rentes. Les résultats sont obtenus avec l'estimateur CPMG.

¹ La Zone franc se compose de deux unions, l'UEMOA composée de huit pays : Bénin, Burkina Faso, Côte d'Ivoire, Guinée Bissau, Mali, Niger, Sénégal, Togo, et de la CEMAC qui regroupe les pays suivants : Cameroun, Centrafrique, Gabon, Guinée Équatoriale, Congo (RP), Tchad. Chacune des deux

unions a son propre franc CFA dont la parité est la même mais peut être ajustée séparément. A ces deux unions s'ajoute l'archipel des Comores dont il n'est pas question dans cet article. Chaque Union a sa Banque centrale indépendante : la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO) pour l'UEMOA, Banque Centrale des Etats de l'Afrique Centrale (BEAC) pour la CEMAC. Pour les arrangements institutionnels et la présentation de la Zone franc on se reportera à S. Guillaumont Jeanneney [2016] et P et S Guillaumont [2017]. Pour une analyse des performances économiques en Zone franc, on peut se reporter à Feindouno et al [2020].

² La convertibilité des francs CFA n'est effective que dans chacun des espaces d'émission. Autrement dit, les billets et pièces d'une union ne sont pas convertibles dans l'autre union et pas davantage dans le reste du monde. Cette restriction, en date de 1993, répondait en partie à un objectif de réduction des fuites de capitaux qui se traduisaient par des rachats de francs CFA, notamment en Europe. Par ailleurs, la garantie de convertibilité du Trésor français n'entre en jeu qu'après une politique de « ratisage » de la Banque centrale qui consiste à mobiliser à son profit les devises détenues par les organismes publics et privés de l'union. La solidarité de la France ne s'exerce qu'en dernier ressort, après qu'elle a été effective dans l'espace de l'Union concernée par l'épuisement des réserves. Dans ce contexte, cette solidarité est automatique et sans limites a priori, ce qui ne dispense pas les pays de la mise en place d'un programme de correction impliquant très généralement la signature d'un accord avec le FMI. La garantie de convertibilité du Trésor est donc subtile. Ce n'est pas un flux d'aide inconditionnel et a fortiori un don puisque l'apport de devises est remboursable.

³ La question du taux de change d'équilibre est posée en dehors des interrogations sur l'optimalité de la zone monétaire. Pour une analyse sous cet angle cf., Coulibaly et Gnimassoun [2013].

⁴ Behavioral Equilibrium Exchange Rate (BEER).

⁵ Les fondamentaux sont spécifiés et analysés plus loin. On en considère quatre qui sont largement repris dans la littérature sur le sujet : productivité, position des avoirs extérieurs nets, termes de l'échange internationaux, ouverture commerciale.

⁶ Le taux de change d'équilibre fondamental (FEER) initialement proposé par Williamson, le taux de change d'équilibre comportemental (BEER) associé à MacDonald [1997], Clark et MacDonald [1998], le taux de change d'équilibre naturel (NATREX) introduit par Stein [1994] sont couramment utilisées par le Fonds Monétaire International (voir FMI, 2006).

⁷ Johnson *et al* (2004) situent l'horizon de réalisation de la convergence des niveaux de prix des biens non échangeables à 3 ou 4 siècles.

⁸ La logique de politique industrielle verticale où l'Etat s'investit dans la sélection des activités et des champions nationaux (i.e., stratégie de *cherry picking*) court le risque de choix défaillants inhérents aux faiblesses de l'institution.

⁹ Cette approche est en cohérence avec l'estimation du BEER où le filtrage est effectué à travers la relation de cointégration qui sépare les effets de court et de long termes.

¹⁰ Implémenté sous le logiciel Stata 15.

¹¹ $H = (\hat{\beta}_{MG} - \hat{\beta}_{PMG})[Var(\hat{\beta}_{MG} - \hat{\beta}_{PMG})]^{-1}(\hat{\beta}_{MG} - \hat{\beta}_{PMG}) \rightarrow \chi^2(4)$

¹² La comparaison graphique de nos résultats avec ceux du CEPII montre qu'au niveau de l'UEMOA, sur l'ensemble de la période, la référence à deux ou trois fondamentaux n'introduit pas de différences notoires et pas davantage la manière dont est mesurée la productivité. Les différences pour la CEMAC sont plus marquées, en adéquation avec ce que l'on sait des spécialisations internationales (voir annexe).

¹³ Comme souligné plus haut, pour la relation entre le TCR et la productivité, il est préférable de conserver l'échantillon couvrant le plus largement le spectre des revenus par habitant.

¹⁴ Les pourcentages de mésalignements avec les deux critères de taux de change d'équilibre sont donnés avec et sans les rentes aux annexes 4 et 5. Les chiffres afférents à la sensibilité des mésalignements BEER selon la taille de l'échantillon peuvent être adressés sur demande. Les pourcentages sont si stables que nous n'avons pas jugé utile de les incorporer. Le Graphique 3 montre, pour chacune des deux unions, le caractère confondu des deux courbes (99 et 72 pays).