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 Bruno Cabrillac, Mohamed Chaffai, Jean-Louis Combes, Dramane Coulibaly, Gilles Dufrénot, Ibrahim Elbadawi, Samuel Guerineau, Patrick Guillaumont, Sylviane Guillaumont-Jeanneney, Luc Jacolin pour leurs commentaires critiques lors d'une précédente version du manuscrit.

08 Avril 2021

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 du taux de change dans chacune des deux Union monétaires qui composent cet espace institutionnel de coopération (UEMOA, CEMAC). Le diagnostic est établi à partir de deux techniques d'estimation sur un panel de 99 pays couvrant la période 1990-2016: le taux de change de PPA et le taux de change d'équilibre comportemental (BEER). Les deux méthodes donnent des résultats quelque peu différents entre les unions, les pays membres et sous périodes de référence. Globalement, la fin de période d'observation ne suggère pas de mésalignements notables avec cependant des hétérogénéités nationales importantes. Les résultats sont robustes à la définition de la mesure de la productivité et à la taille de l'échantillon.

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 the exchange rate misalignments in each of the two monetary unions (WAEMU, CEMAC) of this institutional space. Two estimation techniques are used on a panel of 99 countries over the period 1990-2016: the PPP exchange rate and the *Behavioural Equilbrium Exchange rate* (BEER). Results suggest variations across the analytical criteria, and differences between and within unions across member countries and sub-periods. Overall the end of the period does not show marked misalignments, but important national heterogeneities arise. Empirical results prove robust to the way we define the productivity effect and the sample we use.

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 ?

1. 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 de 655, 957 francs CFA, inchangée depuis 1994. 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, c'est le cas en 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 automatique et sans limite *a priori*. En cas d'épuisement des réserves, le Trésor Public français apporte en effet sa garantie au-delà des réserves que détiennent les instituts d'émission de chacune des deux unions : l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA), la Communauté Economique des Etats de l'Afrique Centrale (CEMAC).[1]

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 lorsque surviennent 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 des importations en provenance de pays émergents ayant pratiqué une politique active de change. Les échanges intracommunautaires sont par ailleurs limités en CEMAC, plus importants en UEMOA qui est engagée dans le processus d'intégration économique et monétaire de la CEDEAO (Cf., Coulibaly et Gnimassoun, [2013] ; Gnimassoun [2019]).

A terme, les 15 Etats de la CEDEAO devraient utiliser une monnaie commune. La réalisation de cet objectif prendra toutefois du temps. Le régime de change et ce qu'il implique pour la politique monétaire et budgétaire est une des pierres d'achoppement du dialogue entre Etats. Le Nigéria, deux tiers du PIB de la CEDEAO et près de quatre fois celui de l'UEMOA, est favorable à un régime de change flexible. L'UEMOA souhaite maintenir une parité fixe envers l'Euro, démarche qu'elle a affirmé à travers l'annonce de la substitution prochaine de l'« éco » au franc CFA. Le projet de monnaie commune à l'ensemble de l'Afrique devrait suivre, prolongeant la Zone de libre-échange continentale (ZLECAf). Les mutations à venir sont donc notables sans altérer pour autant l'intérêt d'analyser l'évolution des taux de change réels des francs CFA et l'adéquation de leur parité. [2]

Le taux de change d'équilibre n'est pas une information directement observable, d'où les ambiguïtés de définition et pluralités de mesures (Hinkle et Montiel [1999], MacDonald [2000]). Deux méthodes plus complémentaires que concurrentes sont utilisées dans cet article. La première est adossée au principe de Parité absolue des Pouvoirs d'Achat (PPA). Entre des pays de niveaux de développement différents cette parité des prix n'intervient qu'avec

l'achèvement de la convergence internationale du prix des biens non échangeables. En tout point du temps, l'économétrie de panel permet toutefois le repérage des mésalignements par rapport à la trajectoire « normale » de long terme du prix des biens non échangeables que gouverne la productivité des échangeables. Certains auteurs soutiennent que la politique économique des pays à faible revenu par tête devrait susciter des déviations pour donner lieu à un avantage de compétitivité prix. En tant qu'initiative discrétionnaire, la sous-évaluation structurelle stimulerait la croissance en créant un avantage de coût. Le second critère d'analyse utilisé est le taux de change d'équilibre comportemental (BEER)[3] que l'on associe à l'équilibre économique. Le mésalignement est alors déterminé à partir d'une analyse de cointégration par différence entre le taux de change réel observé et le taux de change normatif qui tient compte de l'évolution des *fondamentaux*.

Dans le travail empirique proposé, les pays de la Zone franc sont insérés dans un panel de 99 pays observés sur la période 1990-2016. Cette large couverture facilite la comparaison sur la base de normes internationales d'évolution du taux de change d'équilibre. En présence d'une dimension temporelle réduite, 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 par ailleurs 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. Le panel africain n'offre pas davantage un cadre analytique idoine, notamment pour le critère de PPA absolue. La présence de pays développés dans l'échantillon permet en effet de mieux positionner les pays de la Zone franc sur la trajectoire normale de convergence internationale des prix.

La suite de l'article est composée comme suit. La seconde section revient sur les aspects méthodologiques sous-jacents à la mesure du taux de change d'équilibre et aux mésalignements afférents aux deux critères énoncés. La section 3 est consacrée à l'application empirique. Selon la méthode d'évaluation, des différences de mésalignements apparaissent aussi bien entre les deux unions qu'en leur sein. Le Centrafrique se démarque des autres pays avec une surévaluation importante qui est imputable à la fragilité politique. Globalement, entre 1994 et 2016, les déséquilibres de change ont existé, variables selon les périodes, pays et unions monétaires tout en demeurant dans des marges compatibles avec l'unicité de la Zone. La section 4 est centrée sur la robustesse des résultats relativement à la mesure de l'effet productivité et à

[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].

[2] 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].

[3] Behavioral Equilibrium Exchange Rate.

la composition de l'échantillon. Ces analyses de sensibilité ne modifient que marginalement les principales conclusions. La section 5 revient sur les principaux enseignements de ce travail.

2. Deux conceptions du taux de change d'équilibre et des mésalignements afférents

La littérature sur les taux de change est vaste (voir Hinkel et Montiel [1999]). Le taux de change d'équilibre fondamental (FEER) est une des références normatives. Il est associé à un solde courant désiré et financièrement supportable (équilibre externe), à la réalisation d'un Produit potentiel sans tensions sur les prix (équilibre interne) (Voir Williamson [1983] ; [1994] ; Edwards [1988, 1989])[4]. La mesure du FEER s'avère cependant délicate pour des économies africaines où le sous-emploi y est structurel et le secteur informel exorbité, où le caractère supportable de la dette et l'unicité du solde courant désiré sont difficiles à évaluer. Les deux critères auxquels on se réfère sont commodes d'utilisation, économes en informations statistiques et hypothèses de modélisation.

2.1 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 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 témoigne, par conséquent, 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 (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 prix. [5]

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 couvant tous les niveaux de développement, la

[4] 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).

[5] 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.

régression des TCR sur les Produits par tête donne la tendance *normative* 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 $(PIBPC)_{it}$. En n'introduisant pas de muettes pays, on suit ce faisant la démarche empirique de Frankel (2004), Johnson (2007) et Rodrik (2008). En revanche, des effets fixes temporels sont incorporés 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. Le mésalignement de la monnaie du pays *i* en année *t* est mesuré par u_{it}.

$$Mésalignements_{it} = log\ (TCR)_{it} - \log\ \widehat{(TCR)}_{it}\ (1)$$

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

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 de prix relatifs appropriée. Le taux de change d'équilibre devrait donc guider la politique économique. Pour les pays en développement, les inefficacités de marché et d'organisation brouillent toutefois ce message prescriptif. Du fait du chômage de masse et des exigences de transformation structurelle, des auteurs préconisent d'aller au-delà d'un objectif de PPA corrigée de l'effet productivité. 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.

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. 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'activités.[6]

2.2 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 relié à un vecteur de *fondamentaux* par l'estimation d'un modèle à correction d'erreur (Clark et MacDonald [1999] ; MacDonald [2000] ; Couharde *et al* [2018]). La spécification empirique du modèle varie entre les auteurs en fonction des *fondamentaux* retenus. Le choix des variables peut être réalisé par une procédure économétrique pas-à-pas. A cette approche, peut-être préférée la procédure d'inférence bayésienne (BMA) qui sélectionne les variables dans l'ensemble des combinaisons empiriques possibles après fixation d'un seuil de probabilité d'inclusion *a posteriori* (PIP).

Dans le spectre des *fondamentaux*, la *productivité* est un des facteurs à considérer (Balassa [1964] - Samuelson [1964]). Cette variable est mesurée sous forme relative par le PIB par tête en dollars PPA du pays rapporté à la moyenne des PIB par tête des partenaires commerciaux avec un schéma de pondération identique à celui utilisé pour la construction de l'indice du taux de change effectif réel (*TCER).* 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 accroit 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 Produit intérieur. 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]). On a ajouté à ce vecteur de variables le solde du compte courant (*CC/PIB*), très proche des flux nets de capitaux, et la masse monétaire rapportée au Produit (*M2/PIB)* qui affecte le niveau d'inflation et les prix relatifs. Ces variables se sont avérées non significatives en regard de la PIP de la BMA. Le taux d'investissement et le taux de dépenses publiques ont été également testées sans succès. Ces deux variables affectaient la taille de l'échantillon et leur impact sur le TCER est par ailleurs ambigu (voir Montiel [1999] ; Chudik et Mongardini [2007] ; Abdhi et Tsangarides [2008]).

Par l'estimation d'une relation de cointégration, les mésalignements se décomposent en écarts cycliques ou aléatoires et en déviations de long terme. Pour l'estimation de la relation de cointégration, trois estimateurs sont utilisés (Voir Blackburne et Franck [2007]). Le *Dynamic*

[6] 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.

Fixed Effects (DFE) suppose que les pays ont les mêmes coefficients de court et de long termes, la même force de rappel pour le retour à l'équilibre. Les différences entre pays sont donc réductibles à un effet spécifique. La non-validation de cette hypothèse conduit à des coefficients non convergents et biaisés. Avec l'estimateur *Mean group* (MG), les coefficients sont spécifiques à chaque pays de sorte que *n* régressions indépendantes sont estimées à partir desquelles sont dérivés des coefficients moyens (Pesaran et Shin [1995]). La qualité de l'estimateur dépend de la dimension temporelle, courte dans notre cas. Le *Pooled Mean Group* (PMG) est un estimateur intermédiaire aux deux précédents. Il suppose l'unicité des coefficients de long terme tandis que la constante, les coefficients de court terme et la vitesse d'ajustement varient entre les pays. 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]).

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. Les statistiques descriptives et sources des données sont fournies aux annexes 1 à 3.

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

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

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).*

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

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

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

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*. L'estimateur *Pool Mean Group* (PMG), sera finalement retenu. 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.

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

3. Les mésalignements en Zone franc : quelle conclusion ?

3.1. Application du principe de PPA

$$\text{Log}\widehat{(TCR)}_{it} = \underset{(0.01)}{0{,}264^{***}}\ log(PIBPC)_{it} - \underset{(0.12)}{2{,}946^{***}} \qquad (7)$$

$$R^2 = 0.449\ et\ \ n = 693$$

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 aléatoires.[7] Les résultats mettent en évidence un coefficient du *PIBPC* 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. Le regard aux bornes est instructif. 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. Donner la même importance à chaque Etat membre est dans la logique institutionnelle des deux unions. Juridiquement, un ajustement de parité doit 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, on imagine que ces pays peuvent 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 faible. Plusieurs raisons ont contribué à la limitation de ce *pass through*. 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 Banques centrales a été prudente et les salaires publics ont peu varié de sorte que la demande interne a contribué à la modération de la hausse de prix des non échangeables. Toutes choses égales par ailleurs, la structure des prix internes 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. Si la situation s'est ultérieurement améliorée, entre 2014 et 2016, le mésalignement demeure non négligeable au Niger et au Togo.

[7] 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.

Tableau 1. Le principe de PPA absolue et les 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 1à 3.

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 niveau de prix des non échangeables s'avère inférieur à la norme que confère un PIB par habitant fortement influencé par le développement du secteur pétrolier. En 2008, le PIB par tête de ce pays était de 22 742 ou 38 441 dollars selon qu'on raisonne en prix et dollars courants ou en dollars internationaux au moyen des taux de parité des pouvoirs d'achat (PPA), 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. 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. En fin de période, la guerre civile (2012-2016) 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, l'ajustement du taux de change nominal n'aurait que peu d'effet sur la production des échangeables. A la chute du PIB inhérente aux déplacements de populations s'est ajoutée l'influence de la mauvaise fluidité du transport et de la logistique avec des primes de risque exorbitantes sur le corridor international entre Bangui, la capitale, et Douala, le 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.

3.2. Estimation du taux de change comportemental (BEER)

Dans le Tableau 2, les variables du modèle BEER ont été sélectionnées parmi toutes les combinaisons bayésiennes de variables (BMA) sur un échantillon de 2292 observations (Fernandez *et al* [2001]). Trois variables ont une probabilité d'inclusion *a posteriori* (PIP) d'au moins 99%. Les avoirs extérieurs sont par ailleurs conservés dans la spécification empirique, régulièrement utilisés dans le vecteur des *fondamentaux* du taux de change d'équilibre et leur PIP (49%) est au voisinage du seuil acceptable de 50%. L'échantillon total, hors *CC/PIB* et *M2/PIB*, est de 2673 observations.[8]

Tableau 2. Les variables de la spécification empirique : sélection par la combinaison bayésienne de toutes les variables (BMA)

Variables explicatives	Moyennes	Ecart-types	Probabilités
Productivité	0.234	0.019	1.000
Avoirs Extérieurs Nets	0.044	0.051	0.490
Termes de l'échange	0.076	0.016	1.000
Taux d'ouverture	-0.063	0.011	1.000
CC/PIB	*-0.000*	*0.000*	*0.030*
M2/ PIB	*-0.002*	*0.005*	*0.130*

N.B. Les variables *CC/PIB* et *M2/PIB* sont respectivement le solde courant et la masse monétaire rapportés au PIB. L'échantillon comporte 2292 observations du fait des deux variables non significatives. Sources et statistiques, se rapporter aux annexes 1 à 3.

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)

H0: Pas de dépendance transversale					
Variables	***TCER***	***Productivité***	***NFA***	***TOT***	***Ouverture***
Pesaran (CD- test)	15,20	72,18	26,45	9,11	-1,93
P-Value	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0.05)

[8] Se rapporter à Raftery *et al* [2001], et pour des utilisations récentes sur le sujet, Coulibaly et Gnimassoun [2017] ; Gnimassoun [2019]. Une probabilité de 50% est acceptable pourvu qu'il n'y ait pas d'incertitude quant au signe de la variable. D'autres variables que celles proposées dans le tableau ont été testées (Investissement/PIB, Dépenses publiques/PIB), mais non significatives en regard de la PIP avec un échantillon conduisant à une déperdition du nombre des observations. Pour traiter de la question de l'incertitude du modèle empirique et des paramètres, Gnimassoun [2019], utilise la méthode BMA, mais également l'approche General-to-Specific (GETS). En raison du petit nombre de variables potentiellement explicatives et de la cohérence du vecteur retenu avec la littérature sur le taux de change d'équilibre, une étude de sensibilité ne s'impose pas ici.

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, 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
TCER	1,238 (0,892)	-7.394 (0,000)
Productivité	4.687 (1,00)	-7.120 (0,000)
AEN	-3.439 (1,00)	-4.823 (0,000)
TOT	-7,711 (0,99.)	-5.707 (0,000)
Ouv	2.581, (0,995)	-8,960 (0,000)

N.B. Les p-values sont exprimés entre parenthèses. Les spécifications incorporent au maximum deux retards.

Le Tableau 5, présente les tests de cointégration de Pedroni [2004] et Westerlund [2005]. Ces tests sont effectués après correction de la dépendance interindividuelle. En utilisant le critère d'Akaike, le nombre de retards à considérer est égal à 1. Les statistiques de tests de Pedroni [2004] et Westerlund [2005] rejettent l'hypothèse nulle d'absence de cointégration.

Tableau 5. Tests de cointégration de Pedroni [2004] et Westerlund [2005]

	Statistiques	Probabilités
Tests de Cointégration de Pedroni (2004)		
Statistique de Phillips-Perron modifié	4.64	0.00
Statistique de Phillips-Perron	-4.96	0.00
Statistique de Dickey-Fuller augmenté	-3.88	0.00
Test de cointégration de Westerlund (2005)		
Statistique du ratio de la variance	-1.93	0.02

N.B. H0: Pas de cointégration, HA: tous les panels sont cointégrés. La spécification du modèle est celle où le taux de change effectif réel est expliqué par les variables suivantes : productivité, AEN, ToT et ouverture.

Les régressions avec les estimateurs DFE, MG et PMG 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). L'estimateur DFE est très restrictif. Les résultats ne sont donnés que pour information. Le choix empirique est à effectuer entre le PMG et le MG, arbitré par le test de Hausman. Ce dernier ne rejette pas, à 99% de confiance, l'hypothèse nulle de différence des coefficients de long terme entre les pays [$(\chi^2(4) = 1{,}01)$].[9]

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

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

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	DFE	**Mean Group**		**Pooled Mean Group**	
		Standard	*CMG*	*Standard*	*CPMG*
	Coefficients de long-terme				
Productivité	-0.111**	-0.00456	0.609*	0.138*	0.156***
	(0.0444)	(0.0856)	(0.356)	(0.0789)	(0.0232)
AEN	0.129**	0.169	0.601	0.412***	0.615***
	(0.0528)	(0.148)	(1.756)	(0.141)	(0.0746)
ToT	-0.0320*	0.00771	0.162	0.0296	0.0960***
	(0.0166)	(0.0350)	(0.200)	(0.0394)	(0.0237)
Ouverture	-0.235***	-0.201***	-0.195	-0.279***	-0.226***
	(0.0188)	(0.0272)	(0.186)	(0.0333)	(0.0262)
	Coefficients de court-terme				
CCE $= (\phi_i)$	**-0.173*** **	**-0.485*** **	**-0.461*** **	**-0.186*** **	**-0.172*** **
	(0.0114)	**(0.0270)**	**(0.0288)**	**(0.0190)**	**(0.0174)**
Productivité	0.0794	0.586***	-0.0751	0.158***	0.0768
	(0.0592)	(0.176)	(0.0837)	(0.0284)	(0.0782)
AEN	0.854***	1.221*	0.223	-0.117***	0.523***
	(0.151)	(0.711)	(0.150)	(0.0302)	(0.145)
ToT	0.0892*	0.0968	0.0130	0.123***	-0.0144
	(0.0513)	(0.125)	(0.0260)	(0.0174)	(0.0285)
Ouverture	-0.184***	-0.260**	-0.254***	-0.207***	-0.320***
	(0.0666)	(0.109)	(0.0331)	(0.0211)	(0.0374)
Constante	0.665***	0.770**	-6.65e-05	0.617***	-0.00120
	(0.0786)	(0.378)	(0.0202)	(0.0630)	(0.00451)
Observations	2,574	2,574	2,574	2,574	2,574
CD P-value		0.000	0.390	0.000	0.884

Nota bene. Ecart-type entre parenthèses; *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Les colonnes 3 et 5 se réfèrent aux estimateurs prenant en compte la corrélation interindividuelle. Les CD P-values 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 colonnes 3 et 5 ne rejettent pas l'indépendance pour le CPMG. Les variables sont exprimées en logarithme à l'exception des avoirs extérieurs nets. CCE : coefficient à correction d'erreur que l'on a noté $\phi_i$dans la spécification théorique (5).

Pour tenir compte des facteurs communs, c'est-à-dire la dépendance interindividuelle, on utilise les estimateurs CMG et CPMG. En suivant Chudik et Pesaran (2015), il s'agit d'augmenter les spécifications avec la moyenne transversale de l'année pour chacune des variables de la spécification, le cas échéant la moyenne transversale retardée. Par l'analyse empirique, la

statistique de test CD sur les résidus indique que les moyennes de l'année courante suffisent à neutraliser les facteurs communs (Cf. Tableau 6).[10]

Les coefficients de long terme ont les signes attendus. Les variables étant exprimées en logarithme, ces coefficients s'interprètent comme des élasticités. Pour 1% d'augmentation de l'indice de productivité relative, la colonne 5 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 ou 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 l'influence du degré d'ouverture, l'élasticité est dans des ordres de grandeur courants. Une augmentation de 1% du taux d'ouverture se traduit par une baisse du TCER de 0,2%. Le coefficient de AEN est également au niveau de ce qui est observé. Enfin, le coefficient à correction d'erreur est négatif. Avec une vitesse de retour à l'équilibre de 17,2 % par an, il faut 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 échantillons de pays et périodes, des spécifications et estimateurs très variables (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 principe de PPA. L'ajustement de la parité réalisé en 1994 est une nouvelle fois justifié avec toutefois 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.

Dans l'ensemble, et 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 des comptes d'opérations. La situation n'est en rien comparable à la dégradation de la situation économique et financière des années 1985-1993 qui avait motivé la dévaluation de 1994 (Collange et Plane, 1994). En reportant l'attention sur la sous-période la plus récente, les écarts au taux de change normal ne soulèvent pas de question quant à l'adéquation de la parité. Le Centrafrique se singularise, mais on en connait l'origine et les solutions qui sont avant tout politiques et institutionnelles.

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 PMG est associé à une vitesse d'ajustement par pays de sorte qu'on peut comparer celles de l'union à

[10] Lorsque les corrélations interindividuelles ne nécessitent pas la prise en compte de retard, l'estimateur de Chudik et Pesaran (2015) équivaut à soustraire de chaque variable la moyenne annuelle transversale (Herzer, 2020).

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 on ne rejette pas l'hypothèse que l'ajustement sur la valeur d'équilibre aurait été plus rapide en Zone franc dans deux cas sur les trois considérés (Tableau 8).

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			
UEMOA	*-27,0*	*14,0*			
CEMAC	*-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 Ho : 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.

4. Analyse de robustesse

On s'interroge d'abord sur la variable d'approximation de la productivité. Pour les producteurs d'hydrocarbures, quasiment tous les pays de al CEMAC le sont, le Produit par habitant incorpore des rentes qui élèvent le niveau de revenu permanent des agents sans élever la productivité des autres biens échangeables. Le second test de sensibilité est relatif à l'échantillon. Les estimations du modèle BEER sont-elles affectées par un échantillon restreint aux seuls pays en développement ?

4.1 Productivité et PIB par tête hors rentes

La productivité est la force motrice de la convergence des prix avec le critère de PPA absolue et c'est par ailleurs un des fondamentaux du BEER. Pour les pays pétroliers, le PIB par tête ($ PPA internationaux courants) n'est pas forcément un marqueur de la productivité globale de facteurs. La découverte et l'exploitation de pétrole élève le revenu permanent, notamment par la rente associée, mais pas la productivité dans le secteur des biens échangeables. Un scénario pessimiste conduit même à un effet d'éviction par le « syndrome hollandais » (Corden et Neary [1982]). La transformation productive des économies requiert par conséquent que le taux de change réel (TCR) et l'indice du taux de change effectif réel (TCER) soient en relation avec l'évolution de la productivité des biens échangeables hors secteur de rentes, ceux à travers lesquels la diversification peut se réaliser.

Dans l'analyse du BEER des pays du G20, une des options analytiques retenues par Bénassy-Quéré, Béreau et Mignon [2008] est d'approximer l'effet 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, si la relation de cointégration ne pose pas de problème d'endogénéité, le raisonnement est un peu circulaire. Le TCER est expliqué par un prix relatif interne qui est une composante du TCER. Capter l'effet productivité par le prix relatif interne nécessite enfin de raisonner sur un bien échangeable différent des produits de rentes. Dans le cas contraire, l'objection faite au revenu par habitant demeure. Le traitement adopté ici 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, avec un calcul établi de la manière suivante (*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.

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

Pour la Zone franc, l'importance des rentes varie considérablement dans le temps et selon l'union considérée. Entre 1990 et 2016, l'UEMOA n'est concernée que par les extractions de l'or du Burkina Faso (17,6% ; 2016) et du Mali (16,8% ; 2012), les chiffres entre parenthèses indiquant le pourcentage du PIB qu'elles représentent et l'année où ces rentes ont été les plus élevées. 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).

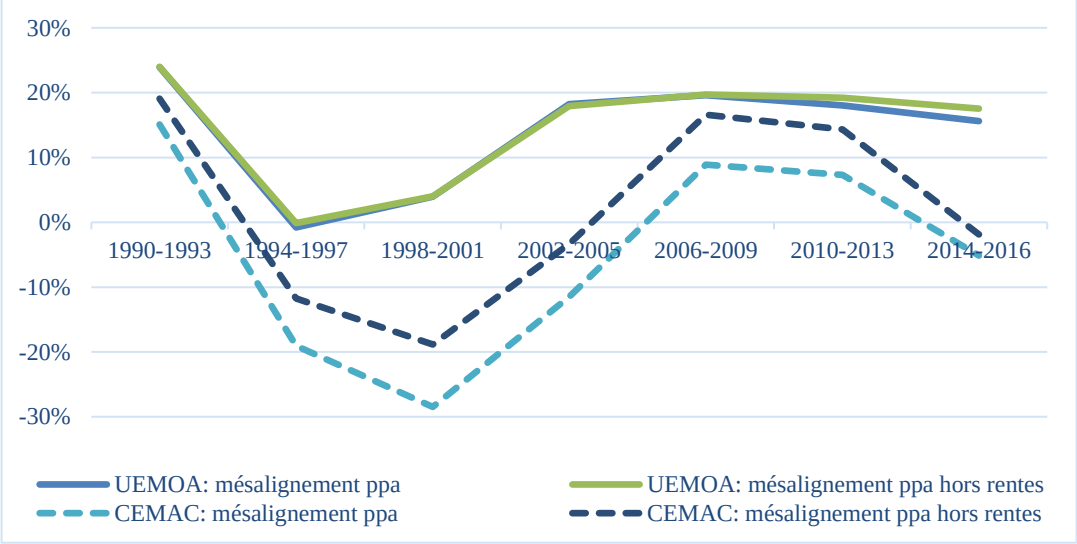
Le PIB par tête hors rentes ($PIBPC_{HR}$) est utilisé pour les deux critères d'analyse du taux d'équilibre. Pour la mesure des mésalignements (u'_{it}) sur la base de la PPA absolue corrigée de l'effet Balassa - Samuelson, la nouvelle régression vient comme suit.

$$\log(TCR)_{it} = \alpha + \beta' \log[(1-\theta)_{it}(PIBPC)_{it}] + u'_{it} \qquad (7)$$

$$\widehat{\text{Log}(TCR)}_{it} = \underset{(0.01)}{0{,}265^{***}}\ log(PIBPC_{HR})_{it} - \underset{(0.11)}{2{,}937^{***}} \qquad (8)$$

$$R^2 = 0.477 \; et \;\; n = 693$$

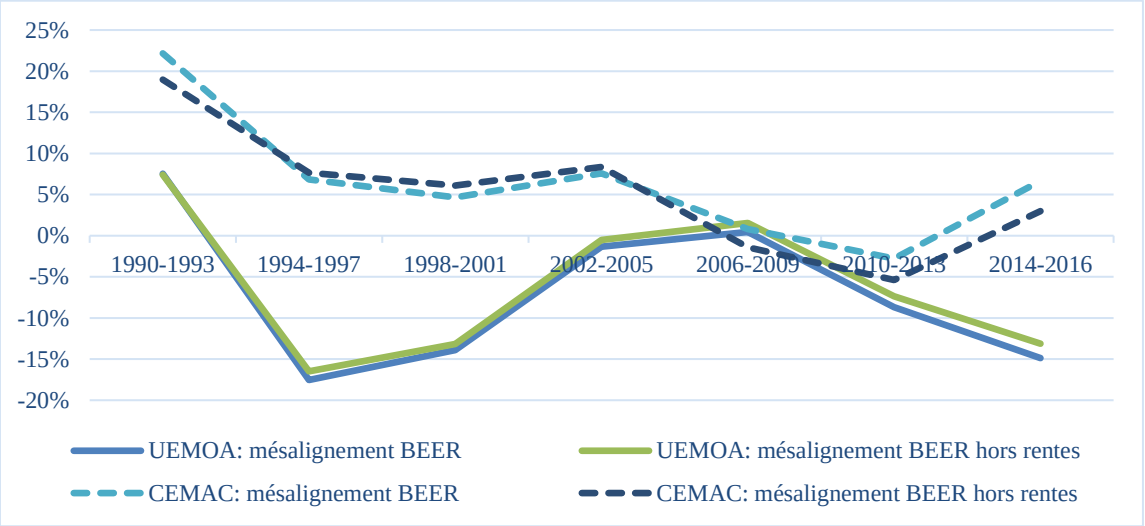
Graphe 1. Les mésalignements du taux de change de PPA et la sensibilité de la mesure de la productivité (1990-2016, 99 pays)



Pour le critère de la PPA, les conclusions sont, en moyenne, peu sensibles à l'indicateur de productivité. L'invariance du coefficient de $PIBPC_{HR}$ avec celui de la relation (7) en apporte la démonstration. Mais cette stabilité de l'élasticité est évidemment compatible avec des différences d'impact au niveau des unions et des pays, en particulier pour la CEMAC. La différence, en fin de période, est limitée à 2 points de pourcentage en UEMOA avec surévaluation moyenne qui varie entre 16% et 18%. 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 taux de change réel, ce que l'on vérifie pour quatre pays pétroliers (Congo, Guinée Equatoriale, Tchad, Gabon). La réévaluation des

mésalignements avec le modèle BEER et la productivité hors rentes laisse les résultats précédents quasiment inchangés avec des courbes confondues sur toute la période.

Graphe 2. Les mésalignements et le BEER (CPMG) : sensibilité à la mesure de la productivité



A

N.B. Mésalignements établis à partir du modèle (6), Tableau 6 avec l'estimateur CPMG

4.2 Mésalignements et composition de l'échantillon

Le second test de robustesse est sur l'échantillon de pays que l'on ne modifie que pour l'estimation du modèle de cointégration (BEER).[11] 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 sans être saisissables par des muettes additives ou captées par les dynamiques de court terme. Le modèle est donc réestimé, avec l'estimateur CPMG, sur l'échantillon des 72 pays en développement, soit 1872 observations.

Le Tableau 9 combine les résultats des régressions avec l'échantillon complet et restreint aux seuls pays en développement. Deux mesures de la productivité sont par ailleurs considérées. Les estimations sont obtenues comme précédemment avec l'estimateur CPMG. Les coefficients de régression, y compris les vitesses d'ajustement, s'avèrent 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%, une variation qui reste d'ampleur raisonnable. Les deux

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

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 de rentes dans le PIB par tête relève ici son impact sur le taux de change d'équilibre.

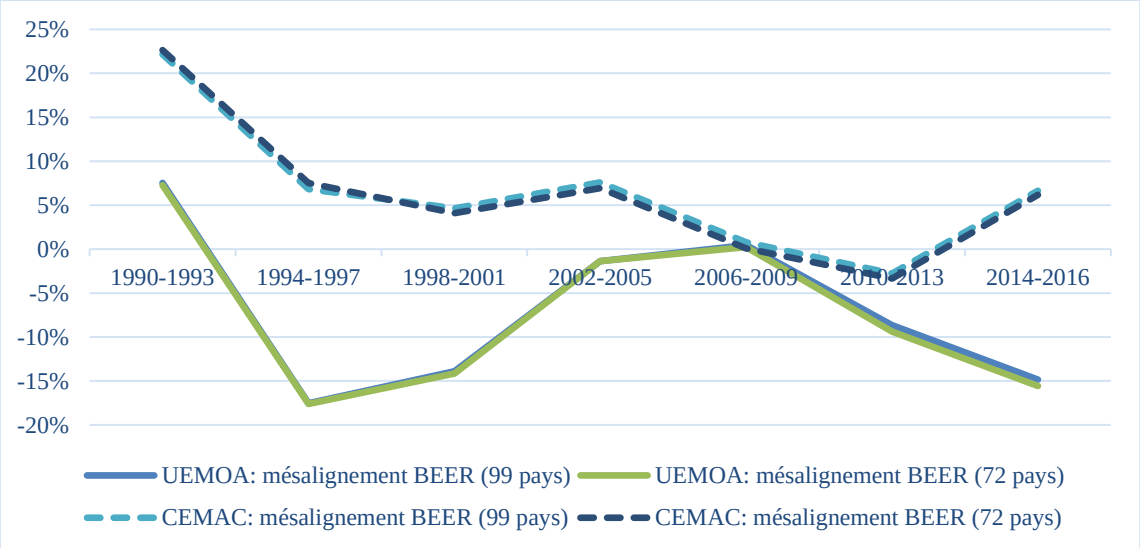
Tableau 9. Estimation de la relation de cointégration, modèle BEER
(*Estimateur CPMG, échantillon de 72 pays en développement, 1990-2016)*

	(1) CPMG	(2) CPMG PED	(3) CPMG	(4) CPMG PED
	Balassa Samuelson (PIB par tête, dollars PPA)		Balassa Samuelson (PIB par tête, dollars PPA, hors rentes)	
	Coefficients de long-terme			
Productivité	0.156***	0.169***	0.180***	0.186***
	(0.0232)	(0.0266)	(0.0251)	(0.0274)
AEN	0.615***	0.752***	0.749***	0.851***
	(0.0746)	(0.0925)	(0.0901)	(0.101)
ToT	0.0960***	0.0978***	0.111***	0.105***
	(0.0237)	(0.0265)	(0.0244)	(0.0264)
Ouverture	-0.226***	-0.252***	-0.256***	-0.259***
	(0.0262)	(0.0275)	(0.0250)	(0.0264)
	Coefficients de court-terme			
CCE	**-0.172*** **	**-0.184*** **	**-0.155*** **	**-0.173*** **
	(0.0174)	**(0.0225)**	**(0.0168)**	**(0.0217)**
Productivité	0.0768	0.00778	0.201***	0.128*
	(0.0782)	(0.0952)	(0.0561)	(0.0688)
AEN	0.523***	0.732***	0.492***	0.694***
	(0.145)	(0.188)	(0.148)	(0.193)
ToT	-0.0144	-0.00602	0.0109	0.00415
	(0.0285)	(0.0340)	(0.0287)	(0.0337)
Ouverture	-0.320***	-0.248***	-0.325***	-0.256***
	(0.0374)	(0.0394)	(0.0362)	(0.0376)
Constante	-0.00120	0.00198	0.00127	0.00490
	(0.00451)	(0.00632)	(0.00421)	(0.00560)
Observations	2,574	1,872	2,574	1,872
CD P-value	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 P-value 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.

Dans l'ensemble, les résultats sont stables, robustes aux variations de l'échantillon et mesures de la productivité. Sur la sous période 2014-2016, pour l'UEMOA, la moyenne simple met en évidence une sous-évaluation comprise entre 13% et 16% selon l'hypothèse retenue (Cf. Annexes 4 et 5). Pour la CEMAC, on est sur une surévaluation variant de 2% à 7%.[12] 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. Au-delà de ces écarts sur un pays qui contribue pour environ 10% au PIB de la CEMAC, les taux de change s'avèrent robustes aux analyses de sensibilité proposées.

Graphe 3. Les mésalignements du BEER et la sensibilité à la taille de l'échantillon



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 chaque pays membre. Les deux critères d'analyse adoptés ont montré des différences entre les unions monétaires, sous périodes et pays considérés. En revanche, 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. Le Centrafrique est le seul pays à se singulariser

[12] 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).

avec une surévaluation notable. La situation que traverse le pays est le résultat de vulnérabilités et notamment 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. Les doutes subsistent cependant quant à l'efficacité de cette recommandation qui a surtout fonctionné en Asie. Quoi qu'il en soit, le débat sur la parité des francs CFA ou de l'« éco » est loin d'être refermé. De nombreux sujets le maintiendront dans le champ des réflexions.

L'impact de la Covid-19 est l'un d'eux. La gestion du choc donne lieu à des politiques monétaires actives. La crise sanitaire passée, l'inflation, l'érosion et la reconstitution des réserves de change pourraient relancer la question du taux de change. La thématique du surendettement a par ailleurs fait son retour en Afrique, même si dans les dix pays les plus endettés, la Zone franc n'est concernée que par le Congo avec un taux d'endettement de 78,5% du PIB. Depuis 1996, avec l'initiative lancée par le FMI et la Banque mondiale en faveur des pays pauvres et très endettés (PPTE), la dette extérieure avait cessé d'être une préoccupation majeure. Un nouvel épisode de surendettement a émergé dans les dernières années avec notamment les créances portées 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. Les progrès dans l'institutionnalisation de la Zone de libre échange continental (ZLECAf) seront également à prendre en considération. Cette intégration fait naitre des opportunités et des risques associés à la compétitivité intracommunautaire. Le sujet des taux de change en Zone franc est donc appelé à être autant discuté dans l'avenir qu'il a été débattu dans le passé.

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 Développement, 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., BEREAU S., MIGNON V. [2008], "How Robust are Estimated Equilibrium Exchange Rates? A Panel BEER Approach"

BENASSY-QUERE A., BEREAU S., MIGNON V. [2009], « Taux de change d'équilibre. *Revue économique »*, *60*(3), p.657-666.

BENASSY- QUERE A., BEREAU 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 CEPII, 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.

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., 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.

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.

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.

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.

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.

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.

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.

RAFTERY A. E., RICHARDON S., VIALLEFONT V. [2001], "Variable Selection and Bayesian Model Averaging in Case - Control Studies", *Statistics in Medicine*, 20, 3215-3230.

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 Exchanges 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. [2005], «New simple tests for panel cointegration», *Econometric Reviews* 24: p.297–316.

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
TCR	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
PIBPC	PIB par habitant en parité de pouvoir d'achat converti en dollars internationaux.	World Bank, International Comparison Program database
TCER	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
Productivité	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
AEN	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)
TOT	Termes de l'échange, rapport des prix d'exportation du pays aux prix d'importation	World Economic Outlook (2018), FMI.
Ouverture	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
Rentes	Rentes naturelles (pétrolière, gazière, forestières, minérales y compris le charbon), en pourcentage du PIB.	WDI, Banque mondiale
CC/PIB	Rapport du solde du compte courant sur le PIB	World Economic Outlook, FMI
M2/PIB	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)

Variables	*Obs*	*Moyenne*	*Ecart-type*	*Min*	*Max*
TCER	*2673*	*107.649*	*30.937*	*39.735*	*599.039*
Productivité	*2673*	*106.986*	*27.254*	*13.859*	*459.02*
AEN/PIB	*2673*	*-.416*	*.942*	*-5.421*	*17.268*
ToT	*2673*	*103.633*	*30.769*	*17.995*	*672*
Ouverture	*2673*	*71.939*	*40.079*	*11.087*	*531.737*
CC/PIB	*2666*	*-3.479*	*9.412*	*-124.557*	*49.98*
M2/PIB	*2299*	*50.601*	*40.091*	*2.857*	*267.388*
TCR	*2673*	*.544*	*.318*	*.076*	*1.856*
Rentes (%,PIB)	*2673*	*7.829*	*10.889*	*0*	*78.568*
PIBPC	*2673*	*12007.84*	*14187.27*	*242.001*	*84604.34*
PIBPC hors rentes	*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	
	PIBPC	***PIBPC$_{HR}$***	***PIBPC***	***PIBPC$_{HR}$***	***PIBPC***	***PIBPC$_{HR}$***	***PIBPC***	***PIBPC$_{HR}$***
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	
	PIBPC	***PIBPC$_{HR}$***	***PIBPC***	***PIBPC$_{HR}$***	***PIBPC***	***PIBPC$_{HR}$***	***PIBPC***	***PIBPC$_{HR}$***
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.