

MÉSALIGNEMENTS ET RÉGIMES DE CHANGE UNE APPLICATION AUX PAYS D'AFRIQUE SUBSAHARIENNE

Ferdinand Owoundi¹

Mars 2013

(Document de travail, ne pas citer)

Résumé : *L'objectif de ce travail est de déterminer les mésalignements de taux de change réel dans les pays d'Afrique subsaharienne, et de les comparer en fonction de l'appartenance ou non d'un pays à une union monétaire. À partir des données annuelles de 17 de ces pays, prises entre 1980 et 2009, nous appliquons deux méthodes théoriques de détermination du taux de change d'équilibre, à savoir celles du BEER et du NATREX. À cet effet, nous employons la méthode du Pooled Mean Group que nous comparons par la suite à celles du Mean Group et des effets fixes dynamiques, afin de prouver la consistance des résultats obtenus. Ces derniers montrent que les mésalignements tendent à être de plus grande ampleur dans les pays à régimes de change fixe.*

Abstract: *The aim of this paper is to assess the real exchange rate misalignment for sub-Saharan African countries, and to compare it depending on whether or not a country belongs to monetary union. Using annual data for 17 of these countries, over the period 1980 to 2009, we applied BEER and NATREX methodology to evaluate the equilibrium exchange rate from which misalignments are derived. To this end, we rely on the Pooled Mean Group method which we compare to Mean Group and Dynamics Fixed Effects methods in order to prove results consistency. These results show that misalignments tend to be more extensive in fixed exchange rate regime countries.*

¹ Centre de Recherches en Intégration Économique et Financière (C.R.I.E.F), Université de Poitiers (France). Mail : ferdinand.owoundi.fouda@univ-poitiers.fr

I. Introduction

Le contexte économique mondial est actuellement marqué par plusieurs phénomènes comme ceux de l'intégration financière sans cesse croissante, de la sous-évaluation de la monnaie chinoise ou encore celui de la crise actuelle de la zone euro. La forte instabilité qui caractérise ce contexte depuis le début des années 1990, a donné lieu à un regain d'intérêt quant à la détermination des niveaux d'équilibre des taux de change. Celui-ci est justifié par le fait que l'efficacité du taux de change en tant que variable d'ajustement est subordonnée à la détermination de son niveau d'équilibre (Borowski et al., 1998). Ledit niveau d'équilibre étant celui qui assure la réalisation simultanée à moyen et long terme des équilibres interne et externe d'une économie donnée. Cependant, comme le remarquent Aguirre et Calderon (2005), la détermination du niveau dit « d'équilibre » ne fait guère l'unanimité et reste encore aujourd'hui une problématique majeure de la macroéconomie internationale. Il existe en effet un débat autour du choix des déterminants du taux de change d'équilibre et de l'approche adéquate pour déterminer ce dernier. Les approches les plus répandues actuellement étant celles du FEER (*Fundamental Equilibrium Exchange Rate*), du BEER (*Behavioural Equilibrium Exchange Rate*) et du NATREX (*Natural Real Exchange Rate*), respectivement introduites par Williamson (1983), Clark et Mc Donald (1998) et Stein (1994).

Quelle que soit l'approche retenue, il demeure important de déterminer un niveau d'équilibre pour les taux de change notamment dans le but d'évaluer les fluctuations conjoncturelles de change ou mésalignements. Définis par Edwards (1989) comme des « déviations soutenues du taux de change réel observé par rapport à son niveau d'équilibre de long terme », les mésalignements sont susceptibles de modifier l'allocation des ressources, de perturber la formation des prix de même que les décisions d'investissement, et finalement de compromettre la croissance.

De fait, ces différentes considérations font naître, nous semble-t-il, une interrogation importante au sujet de la nature idiosyncratique ou non des mésalignements, en fonction du régime de change en vigueur dans un pays donné. Cette problématique, récemment développée par des auteurs tels que Coudert et Couharde (2008), semble ne pas avoir fait l'objet d'une attention suffisante de la part des chercheurs. C'est pourquoi le présent article voudrait apporter un éclairage complémentaire en procédant à la détermination, et à la comparaison desdits mésalignements, pour les pays d'Afrique subsaharienne. À cet effet, nous faisons appel à deux grandes approches théoriques dissemblables de détermination du taux de change d'équilibre, à savoir celle du NATREX et celle du BEER. Ce choix tient compte de la vive controverse théorique autour de la question du taux de change d'équilibre, et permettra ainsi d'évaluer les résultats obtenus en termes de pertinence.

Dans cette optique, la suite de l'article est organisée ainsi qu'il suit : la section II rappelle les fondements de l'approche du NATREX. Une attention particulière est accordée à la formalisation de ce modèle dans la section III. Elle est due au fait que nous procédons ici à une estimation structurelle du modèle, ce qui constitue, à notre connaissance, une démarche inhabituelle dans la littérature². La section IV, quant à elle, présente les fondements de l'approche BEER. Ensuite, la section V a pour but d'explicitier les principes et la mise en pratique de notre démarche économétrique. La construction des variables retenues dans les deux modèles théoriques est explicitée en détails dans la section VI. Quant à la section VII, elle expose les résultats obtenus à la suite des estimations et la section VIII conclut l'article.

² En effet, les contributions de Detken et al. (2002), de Stein (2005) ou de Belloc et Federici (2007) figurent parmi les rares travaux ayant portés sur une estimation structurelle du NATREX.

II. Les fondements de l'approche du taux de change réel naturel

À travers une série de travaux, Stein (1994) a introduit le concept du « taux de change réel naturel » (*Natural Real Exchange Rate ou NATREX*). Celui-ci correspond au taux de change qui assure l'équilibre de la balance des paiements en l'absence des facteurs cycliques et spéculatifs, le taux de chômage étant à son niveau du NAIRU. Autrement dit, le NATREX est le taux de change réel qui permet la réalisation simultanée des équilibres interne et externe de l'économie. Comme il est d'usage dans la littérature, il convient de rappeler que l'équilibre interne est atteint lorsque l'économie se situe sur son sentier de croissance non-inflationniste tandis que l'équilibre externe fait référence à la soutenabilité à long terme du compte courant.

Selon Stein (2005), le NATREX constitue une référence de premier ordre pour la détermination des mésalignements des taux de change, en raison de sa caractéristique dynamique. En effet, il suggère qu'il est possible de décomposer la trajectoire du taux de change suivant les trois horizons que sont le court, le moyen et le long terme. À court terme, le taux de change réel de la période (E) dépend du stock de capital K , du stock de la dette D et des flux de capitaux spéculatifs Ω . À moyen terme, le taux de change réel d'équilibre défini par le NATREX n'est plus influencé par les flux de capitaux spéculatifs, il dépend uniquement des stocks (capital et dette) et des fondamentaux F qui déterminent leurs variations. À long terme par contre, le taux de change d'équilibre ne dépend que des fondamentaux, les stocks s'étant stabilisés à leurs niveaux stationnaires. Par conséquent, le taux de change est constant et converge vers sa valeur de parité des pouvoirs d'achat (PPA) de long terme. À ce titre, on peut dire que l'approche du NATREX se situe dans le prolongement de la PPA.

De manière plus précise, l'approche du NATREX permet d'expliquer la dynamique de convergence du taux de change réel courant d'une part, entre le court-terme et le moyen terme, et d'autre part, entre le moyen terme et le long terme. Elle soutient donc l'idée que le taux de change réel courant n'est pas nécessairement à l'équilibre

(Rey, 2009 ; Siregar, 2011). Ce raisonnement peut aussi être illustré à travers la relation suivante :

$$E = \{E(K, F, \Omega / Z) - NATREX^{MT}\} + \{NATREX^{MT} - NATREX^{LT}\} + \{NATREX^{LT}\}$$

où $\{E(K, F, \Omega / Z) - NATREX^{MT}\}$ et $\{NATREX^{MT} - NATREX^{LT}\}$ représentent les trajectoires du taux de change réel respectivement du court terme vers le moyen terme, et du moyen terme vers le long terme.

En pratique, toutes les conditions de réalisation de l'équilibre macroéconomique, ainsi que les dynamiques de transition, sont exprimées par un ensemble d'équations qui constituent l'ossature du modèle NATREX. Cette dernière fait l'objet de la section suivante.

III. La maquette du modèle

Notre formulation s'appuie sur les travaux d'auteurs tels que Detken et al. (2002), Martinez (2001) ou encore Belloc et Federici (2007). Cependant, elle a dû être adaptée afin de tenir compte de la particularité des pays étudiés, et notamment de la disponibilité des données. Nous prenons ainsi comme point de départ l'identité macroéconomique traditionnelle exprimée de la manière suivante :

$$Y = C + I + BC \quad (1)$$

où Y représente le produit ; C représente la consommation ; I représente l'investissement ; et BC représente la balance commerciale. Cette équation nous permet d'exprimer le solde de la balance commerciale rapporté au PIB de la manière suivante :

$$\frac{BC}{Y} = 1 - \left[\frac{C}{Y} + \frac{I}{Y} \right] \quad (2).$$

Les équations comportementales permettant de déterminer chacune des grandeurs de l'équation précédente, sont les suivantes :

$$\left\{ \begin{array}{l} \frac{I}{Y} = f_1 \left(R, \frac{K}{Y}, \hat{A}, r \right) = \alpha_0 - \alpha_1 R - \alpha_2 \frac{K}{Y} + \alpha_3 \hat{A} - \alpha_4 r \end{array} \right. \quad (3)$$

$$\left\{ \begin{array}{l} \frac{C}{Y} = f_2 \left(r, \frac{K}{Y}, \frac{D}{Y} \right) = \beta_0 - \beta_1 r + \beta_2 \frac{K}{Y} - \beta_3 \frac{D}{Y} \end{array} \right. \quad (4)$$

$$\left\{ \begin{array}{l} \frac{BC}{Y} = f_3 (tot) = \gamma_0 + \gamma_1 tot - \gamma_2 R \end{array} \right. \quad (5)$$

où R est le taux de change effectif réel ; K est le stock de capital ; \hat{A} est un facteur de productivité ; r est le taux d'intérêt réel ; D est la position extérieure nette et tot représentent l'indice des termes de l'échange. $\alpha_0, \dots, \alpha_4$, β_0, \dots, β_3 , γ_0 et γ_1 sont des coefficients tous positifs.

L'équation (3) exprime une relation négative entre l'investissement, le taux de change effectif réel, le stock de capital et le taux d'intérêt réel. En effet, toute diminution du taux d'intérêt décourage l'épargne au profit de l'investissement. Dans le même temps, une dépréciation de la monnaie domestique entraîne, toutes choses égales par ailleurs, une diminution du taux d'intérêt en vertu de la relation de parité des taux d'intérêt³. Par conséquent, on peut considérer qu'il existe une relation de cause à effet, fût-elle indirecte, entre la dépréciation de la monnaie et l'augmentation de l'investissement. Nous attendons ainsi un signe négatif pour les coefficients affectés au TCER et au taux d'intérêt. De plus, le signe affecté au coefficient du stock de capital est supposé être négatif afin de tenir compte de la décroissance des rendements marginaux du capital, conformément à la théorie néoclassique. Quant au facteur de productivité, nous supposons de manière intuitive qu'il affecte positivement l'investissement, contrairement à Detken et al. (2002) qui ne lui assignent aucun signe particulier.

L'équation (4) traduit, d'une part, l'effet négatif qu'exercent le taux d'intérêt réel et le stock de la dette sur la consommation, et d'autre part, la relation positive qui lie

³ En effet, à offre d'actifs constante, une baisse de la demande d'actifs libellés en monnaie nationale entraîne, toutes choses égales par ailleurs, un déplacement de la courbe de demande d'actifs duquel résulte une dépréciation de la monnaie nationale.

le stock de capital à la consommation. L'équation (5), quant à elle, décrit la relation qui lie le taux de change réel, ainsi que les termes de l'échange, au solde de la balance commerciale.

Compte tenu de la caractéristique dynamique du NATREX, on spécifie les conditions de réalisation de l'équilibre macroéconomique. Concrètement, à moyen terme on admet que l'égalisation des taux d'intérêt réels domestique et étranger est réalisée. De plus, les variables d'accumulation de stocks évoluent de manière que l'équilibre emploi-ressource soit respecté.

Ces conditions se traduisent formellement de la manière suivante :

$$\begin{cases} r = r^* & (6) \\ D - D_{-1} = -CA & (7) \\ K = (1 - \delta)K_{-1} + I & (8) \end{cases}$$

où r^* est le taux d'intérêt réel mondial ; CA est le solde du compte courant, et δ le taux de dépréciation du capital.

À long terme cependant, les variables d'accumulation de stocks K et D convergent vers leurs niveaux d'état stationnaire. Ceci impose que le stock de capital, ainsi que le montant total de la dette externe, s'accroissent au même rythme que le PIB⁴. Formellement, ces conditions se traduisent par les relations suivantes⁵ :

$$\begin{cases} \frac{D}{Y} = - \left[\frac{1 + g}{g} \right] \frac{CA}{Y} & (9) \\ \frac{K}{Y} = \left[\frac{1 + g}{\delta + g} \right] \frac{I}{Y} & (10) \end{cases}$$

où g est le taux de croissance de long terme de l'économie.

Le modèle NATREX ainsi présenté, explicite clairement les mécanismes qui déterminent le passage de l'équilibre de moyen terme vers celui de long terme.

⁴ En d'autres termes, les ratios capital/PIB et dette/PIB restent constants (Rey, 2009).

⁵ Ces relations sont obtenues à partir des équations 7 et 8 dès lors qu'on considère qu'à long terme on peut écrire : $D = (1 + g)D_{-1}$ et $K = (1 + g)K_{-1}$.

Cependant, il résulte assez souvent d'une modélisation trop lourde qui pose des problèmes de mise en pratique. C'est la raison pour laquelle de nombreux auteurs jugent utile d'opter pour le modèle BEER qui se soumet plus aisément à l'épreuve de l'évaluation empirique.

IV. Les fondements de l'approche du taux de change d'équilibre comportemental

Le concept du taux de change d'équilibre comportemental (ou *BEER*), introduit par Clark et Mac Donald (1998), fait partie de la classe des modèles dits de « l'équilibre sous-jacent ». Contrairement aux autres modèles de la même classe (le FEER et le NATREX par exemple), il présente l'avantage de s'appuyer sur un cadre théorique simple, et s'attache surtout à rendre compte de l'évolution des taux de change de manière empirique.

Ainsi, pour illustrer leur approche, Clark et Mac Donald (1998) partent de la condition d'équilibre financier définie par la relation de parité non couverte des taux d'intérêt, qui a très souvent servi de base à la modélisation du taux de change d'équilibre. Formellement, en considérant un horizon de maturité des titres « $t+k$ » et sous l'hypothèse de neutralité au risque, le modèle se décline de la manière suivante :

$$E_t(\Delta s_{t+k}) = -(i_t - i_t^*) \quad (11)$$

avec s_t le logarithme du taux de change nominal coté au certain; i_t le taux d'intérêt nominal domestique; i_t^* le taux d'intérêt nominal étranger; Δ l'opérateur différence et E l'espérance mathématique. L'intégration du différentiel d'inflation anticipée $E_t(\Delta p_{(t+k)} - \Delta p_{(t+k)}^*)$ conduit à une relation entre variables réelles. Il s'ensuit l'équation (55) :

$$q_t = E_t(q_{(t+k)}) + (r_t - r_t^*) \quad (12)$$

où $r_t = i_t - E_t(\Delta P_{t+k})$ est le taux d'intérêt réel ex-ante ; $q_t = s_t + p_t - p_t^*$ est le taux de change réel ex-ante. Cette dernière équation signifie que le taux de change courant q_t est déterminé par le taux de change anticipé de la période $t+k$ ($E_t(q_{t+k})$), et le différentiel de taux d'intérêt ($r_t - r_t^*$). $E_t(q_{t+k})$ est interprété comme la composante de long terme du taux de change réel, résultant de l'influence des valeurs espérées des fondamentaux de moyen et de long terme. En posant $\bar{q}_t = E_t(q_{t+k})$, l'équation (55) devient :

$$q_t = \bar{q}_t + (r_t - r_t^*) \quad (13).$$

En somme, selon l'approche BEER, le taux de change courant comprend une composante systématique (\bar{q}_t) à laquelle s'ajoute le différentiel de taux d'intérêt réel (Mac Donald, 2004). Les facteurs susceptibles d'influencer le taux de change dans le long terme font l'objet d'amples discussions dans la littérature. Notons simplement que la plupart des auteurs tiennent en compte les caractéristiques intrinsèques des entités qu'ils étudient, afin d'identifier les fondamentaux du taux de change. Ainsi, dans le cadre de cette étude, nous considérons que le TCER et ses fondamentaux sont liés par la relation suivante :

$$TCER_{it} = \alpha Open_{it} + \beta Nfa_{it} + \delta Prod_{it} + \lambda Inv_{it} + \gamma Gov_{it} + \omega Tot_{it} + \theta Rdiff_{it} + \varepsilon_{it} \quad (14).$$

Les variables explicatives de l'équation précédente sont définies ainsi qu'il suit :

- *Open*, le taux d'ouverture de l'économie, qui reflète l'influence de la politique commerciale du pays considéré. Si l'on s'en tient à Goldfajn et Valdes (1999), son augmentation engendre une modération de la hausse des prix domestiques qui a tendance à déprécier le TCR ;

- *Nfa*, la position extérieure nette. Elle est définie par les déterminants de l'épargne et de l'investissement domestiques. On admet qu'il existe une relation positive entre cette variable et le TCER ;

- *Tot*, les termes de l'échange. Ils sont définis comme le rapport des prix des exportations sur les prix des importations. Si l'on ne tient en compte que sa définition interne (ou microéconomique), le TCR est le rapport du prix des biens non échangeables sur celui des biens échangeables. Or, le prix des biens échangeables est une moyenne pondérée des prix des biens exportables et importables. Par conséquent, il est difficile, à priori, de déterminer l'effet des termes de l'échange sur le TCR ;

- *Inv*, l'investissement social, défini comme la somme de l'investissement privé et de l'investissement public. Il est mesuré par la formation nette de capital fixe. D'après Edwards (1989), si l'on considère que l'augmentation du rapport investissement sur PIB modifie la structure des dépenses en faveur des biens échangeables, alors toute augmentation de l'investissement a pour effet de déprécier le taux de change réel. De manière plus intuitive, on peut considérer, conformément à l'équation (3), que l'augmentation de l'investissement résulte, toutes choses égales par ailleurs, d'une baisse du taux d'intérêt réel. Or une baisse du taux d'intérêt réel provient elle-même d'une dépréciation du taux de change réel, comme nous l'avons déjà souligné. Par conséquent, toute diminution du taux de change réel engendre une augmentation de l'investissement.

- *Gov*, les dépenses de consommation du gouvernement. On considère, en suivant Chinn (1997), que l'essentiel de la dépense publique est destinée à l'acquisition de biens non échangeables, de sorte qu'une augmentation de la consommation publique entraîne une hausse de la demande de ces biens et partant, de leur prix. Cette dernière a elle-même pour effet d'apprécier le TCR ;

- *Prod*, la productivité relative d'un pays donné. Elle permet de capter l'effet Balassa-Samuelson qui consiste en une appréciation du TCR suite à un accroissement de la productivité dans le secteur exposé, comparativement au reste du monde. Il existe une relation positive entre cette variable et le TCR (Béreau et al. 2009).

- $Rdiff$, le différentiel de taux d'intérêt réels ($r_i - r^*$) entre le pays « i » et le reste du monde. Il a un effet positif sur le taux de change conformément à la relation de parité des taux d'intérêt (cf. supra).

Les différentes approches théoriques, telles que décrites précédemment, donnent matière à la mise en application de notre démarche économétrique exposée dans la section suivante.

V. La démarche économétrique

Notre démarche repose sur l'estimation d'une relation de long terme entre le TCER et ses fondamentaux identifiés précédemment à l'aide des modèles BEER et NATREX. Dans cette optique, nous proposons de recourir à la méthode du *Pooled Mean Group* (PMG) dont nous exposons au préalable le principe avant d'explicitier la mise en pratique proprement dite. De plus, afin de conforter notre choix, nous comparons les résultats de cette méthode à ceux obtenus par deux méthodes alternatives, notamment celles du *Mean Group* (MG) et des *Effets Fixes Dynamiques* (DFE).

Le principe de la méthode PMG

L'estimateur du *Pooled Mean Group*, développé par Pesaran, Shin et Smith (1998) fait partie de la classe des modèles de panels dynamiques dans lesquels on admet que le nombre d'observations T est aussi grand que celui des individus N ⁶. Contrairement à ces prédécesseurs de la même classe, cet estimateur considère que la constante du modèle, de même que les coefficients de court terme et les variances des erreurs, peuvent différer selon les individus. Les coefficients de long terme étant cependant

⁶ Il existe en effet un grand nombre d'estimateurs en panels dynamiques. Cependant, ceux-ci doivent être regroupés selon trois cas bien précis. Le premier est celui des panels composés d'un faible nombre d'individus N pour un grand nombre de périodes T . Dans ce cas, un modèle ARDL ou la méthode SUR peuvent servir de base aux estimations. Le deuxième cas est celui d'un grand N et d'un faible T (ou inversement). Des estimateurs classiques peuvent ainsi être employés (effets fixes dynamiques, GMM etc.). Le dernier cas concerne les panels constitués à la fois d'un grand N et d'un grand T .

contraints d'être identiques pour l'ensemble des unités, notamment en raison du rattrapage technologique à long terme ou encore de l'absence d'arbitrage.

Formellement, soit un échantillon de N individus observés sur T périodes, avec $(N, T) \in \mathbb{N} \times \mathbb{N}$. On considère le modèle $ARDL(p, q, q, \dots, q)$ suivant :

$$y_{it} = \sum_{j=1}^p \lambda_{ij} y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \delta'_{ij} X_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

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

où X_{it} est une matrice de variables explicatives de format $(k \times 1)$; μ_i représente les effets fixes individuels ; les λ_{ij} sont des coefficients affectés aux variables dépendantes retardées ($y_{i,t-j}$), et δ'_{ij} est une matrice de scalaires de format $(1 \times k)$.

L'équation (15) peut être reformulée afin d'obtenir une représentation en termes de correction d'erreur qui se révèle plus avantageuse⁷, comme le montre l'équation suivante :

$$\Delta y_{it} = \phi_i y_{i,t-1} + \beta'_i X_{it} + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij}^* \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{ij}^* \Delta X_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

En empilant toutes les observations pour chaque individu « i », l'équation (16) peut également être exprimée tel qu'il suit :

$$\Delta \mathbf{y}_i = \phi_i \mathbf{y}_{i,-1} + \mathbf{X}_i \boldsymbol{\beta}_i + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij}^* \Delta \mathbf{y}_{i,-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \Delta \mathbf{X}_{i,-j} \boldsymbol{\delta}_{ij}^* + \mu_i \boldsymbol{\tau} + \boldsymbol{\varepsilon}_{it} \quad (17)$$

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

Les hypothèses ci-après sous-tendent le modèle décrit par l'équation (17) :

- Les perturbations ε_{it} sont des bruits blancs indépendamment et identiquement distribués. Elles sont également indépendantes des régresseurs X_{it} .

⁷ Pour cela, il suffit d'employer la transformation de Bewley.

- L'équation (17) est stable. Ceci impose qu'on ait $\phi_i < 0$, c'est-à-dire que les racines du polynôme opérateur $\sum_{j=1}^p \lambda_{ij} z^j$ se situent en dehors du cercle unité, traduisant de fait l'existence d'une relation de long terme entre les variables en niveau. Cette relation s'exprime par l'équation suivante :

$$y_{it} = -(\beta_i' / \phi_i) X_{it} + \eta_{it} \quad (18)$$

où η_{it} est un processus stationnaire.

- Il y a homogénéité des coefficients dans le long terme⁸. À court terme cependant, les coefficients peuvent différer selon les individus. Formellement, à long terme on a :

$$\theta_i = \theta = -\beta_i / \phi_i \quad (19)$$

Sous les trois précédentes hypothèses, l'équation (17) peut encore être écrite de la manière suivante :

$$\Delta \mathbf{y}_i = \phi_i \Gamma_i(\theta) + \mathbf{W}_i \mathbf{K}_i + \varepsilon_i \quad (20)$$

où $\Gamma_i(\theta) = \mathbf{y}_{i,-1} - \mathbf{X}_i \theta$ est le terme à correction d'erreur ;

$$\mathbf{W}_i = (\Delta \mathbf{y}_{i,-1}, \dots, \Delta \mathbf{y}_{i,-p+1}, \Delta \mathbf{X}_{i,-1}, \dots, \Delta \mathbf{X}_{i,-q+1}, \boldsymbol{\tau}) ; \mathbf{K}_i = (\lambda_{i1}^*, \dots, \lambda_{i,p-1}^*, \boldsymbol{\delta}_{i0}^*, \dots, \boldsymbol{\delta}_{i,q-1}^*, \mu_i)'$$

Afin d'estimer le modèle et notamment les coefficients de long terme, Pesaran Shin et Smith (1998) établissent la fonction de log-vraisemblance suivante :

$$\ell(\gamma) = -\frac{T}{2} \sum_{i=1}^N \ln 2\pi\sigma_i^2 - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \frac{1}{\sigma_i^2} (\Delta \mathbf{y}_i - \phi_i \Gamma_i(\theta))' \mathbf{D}_i (\Delta \mathbf{y}_i - \phi_i \Gamma_i(\theta)) \quad (21)$$

où $\mathbf{D}_i = \mathbf{I}_T - \mathbf{W}_i (\mathbf{W}_i' \mathbf{W}_i)^{-1} \mathbf{W}_i'$, $\gamma = (\theta', \boldsymbol{\Phi}', \boldsymbol{\sigma}')$ $\boldsymbol{\Phi}' = (\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_N)'$, et $\boldsymbol{\sigma}' = (\sigma_1^2, \sigma_2^2, \dots, \sigma_N^2)'$.

Les estimateurs des coefficients de court et de long terme, ainsi que des coefficients d'ajustement sont obtenus en maximisant la fonction de log-vraisemblance par rapport à γ . Le processus d'obtention de ces estimateurs se déroule de manière

⁸ En d'autres termes, les coefficients sont tous égaux à long terme.

itérative en partant d'une valeur initiale $\hat{\theta}^{(0)}$ de θ . Cette valeur initiale permet de déterminer les estimateurs des coefficients d'ajustement et des variances individuelles. Ces derniers permettent à leur tour de calculer une nouvelle valeur $\hat{\theta}^{(1)}$ et ainsi de suite jusqu'à l'obtention du maximum.

Si cette présentation du modèle semble complexe, sa mise en pratique quant à elle se révèle plus aisée.

La mise en pratique

Nous procédons aux estimations de long terme des équations (3), (4), (5) et (14) correspondant respectivement aux équations de l'investissement, de la consommation et de la balance commerciale (en ce qui concerne le NATREX), ainsi qu'à celle du taux de change réel (en ce qui concerne le modèle BEER). À cet effet, nous avons retenu un échantillon de 17 pays d'Afrique subsaharienne, sur une période de 30 ans (1980-2009).

En guise d'illustration, nous explicitons uniquement la formalisation pratique de l'équation de l'investissement (3), celle des équations (4), (5) et (14) s'effectuant de manière analogue.

Considérons ainsi, la fonction d'investissement de long terme suivante :

$$\left(\frac{I}{Y}\right)_{it} = \alpha_i - \alpha_{1t}R_{it} - \alpha_{2t}\left(\frac{K}{Y}\right)_{it} + \alpha_{3t}\hat{A}_{it} - \alpha_{4t}r_{it} + \varepsilon_{it} \quad (22)$$

où $i = 1, 2, \dots, 17$ et $t = 1980, 1981, \dots, 2009$. Pour arriver à l'estimer, considérons que les variables de l'équation précédente sont I(1) et cointégrées⁹. Dans ces conditions, l'écriture de l'équation (22) sous forme de modèle autorégressif à retards échelonnés (ARDL(1,1,1,1,1)), est la suivante :

$$\left(\frac{I}{Y}\right)_{it} = \lambda_i \left(\frac{I}{Y}\right)_{i,t-1} - \delta_{1i}R_{it} - \delta_{2i}R_{i,t-1} - \delta_{2i}\left(\frac{K}{Y}\right)_{it} - \delta_{2i}\left(\frac{K}{Y}\right)_{i,t-1} + \delta_{3i}\hat{A}_{it} + \delta_{3i}\hat{A}_{i,t-1} - \delta_{4i}r_{it} - \delta_{4i}r_{i,t-1} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (23)$$

⁹ C'est-à-dire qu'une combinaison linéaire d'entre elles est stationnaire.

La reformulation en termes de modèle à correction d'erreur conduit à l'expression suivante :

$$\Delta\left(\frac{I}{Y}\right)_{it} = \phi_i \left(\left(\frac{I}{Y}\right)_{i,t-1} - \alpha_{1t} R_{it} - \alpha_{2t} \left(\frac{K}{Y}\right)_{it} + \alpha_{3t} \hat{A}_{it} - \alpha_{4t} r_{it} \right) - \delta_{12t} \Delta R_{i,t-1} - \delta_{22t} \Delta \left(\frac{K}{Y}\right)_{i,t-1} + \delta_{32t} \Delta \hat{A}_{i,t-1} - \delta_{42t} \Delta r + \varepsilon_{it} \quad (24)$$

$$\text{où } \phi_i = -(1 - \lambda_i), \alpha_{1t} = \frac{(\delta_{11i} + \delta_{12i})}{1 - \lambda_i}, \alpha_{2t} = \frac{(\delta_{21i} + \delta_{22i})}{1 - \lambda_i}, \alpha_{3t} = \frac{(\delta_{31i} + \delta_{32i})}{1 - \lambda_i}, \alpha_{4t} = \frac{(\delta_{41i} + \delta_{42i})}{1 - \lambda_i}.$$

Ainsi que nous l'avons mentionné, l'équation (24) est la forme qui se prête le mieux à l'estimation de l'équation de l'investissement. Afin d'évaluer la pertinence des résultats obtenus grâce à cette méthode, nous proposons de les comparer à ceux obtenus par deux méthodes alternatives, à savoir celle du *Mean Group* (MG) et celle des effets fixes dynamiques (DFE). La différence fondamentale entre ces estimateurs alternatifs et celui du PMG réside dans les contraintes imposées sur les coefficients. En effet, tandis que la méthode du PMG impose uniquement l'égalité stricte des coefficients de long terme individuels, celle du *mean group* n'impose aucune restriction, ni sur les coefficients, ni sur les variances estimées. En d'autres termes, il suppose l'hétérogénéité parfaite entre les individus. L'estimation s'effectue ainsi pour chaque individu pris séparément, et les coefficients du modèle sont des moyennes non pondérées sur l'ensemble de l'échantillon. En guise d'exemple, les valeurs de l'estimateur du coefficient d'ajustement et de l'estimateur de sa variance, sont données par les relations suivantes :

$$\left\{ \begin{array}{l} \hat{\phi} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{\phi}_i \\ \hat{\Delta}_{\hat{\phi}} = \frac{1}{N(N-1)} \sum_{i=1}^N (\hat{\phi}_i - \hat{\phi})^2 \end{array} \right. \quad (25)$$

Contrairement à l'estimateur MG, celui de la méthode des effets fixes dynamiques impose l'homogénéité parfaite entre les coefficients du modèle.

Les variables qui rentrent dans les estimations des modèles précédents sont définies en détail dans la section suivante.

VI. La construction des variables

Les données proviennent toutes des bases de données de la Banque Mondiale et du FMI¹⁰. Les variables dont les données sont directement disponibles dans les statistiques de ces institutions sont : la consommation, la position extérieure nette et la balance commerciale rapportés au PIB, ainsi que le taux de change effectif réel, les termes de l'échange, et les séries de taux d'intérêt réels. Par ailleurs, pour des raisons pratiques, toutes les variables considérées sont prises en logarithmes à l'exception de celles qui comportent des valeurs négatives, notamment les séries de taux d'intérêt, la position extérieure nette rapportée au PIB et les différents soldes commerciaux et courants rapportés au PIB.

Plus particulièrement, en ce qui concerne le modèle NATREX, il importe de préciser que la disponibilité des données nous contraint de considérer la formation brute de capital fixe (FBCF) à la fois comme mesure de l'investissement et du stock de capital fixe¹¹, tandis que les données relatives aux autres variables sont disponibles pour l'ensemble des pays.

S'agissant du modèle BEER, il convient de préciser que :

- le taux d'ouverture de l'économie est mesuré par le rapport du total des exportations et des importations sur le PIB ;
- la productivité relative d'un pays donné est captée à travers le PIB par tête. Sa construction pose quelques problèmes d'ordre pratique dus, entre autres, à l'indisponibilité des données relatives aux productivités sectorielles, pour la plupart des pays en développement. Il est par conséquent courant dans la littérature de contourner la difficulté en recourant à des méthodes alternatives. L'une d'entre elles consiste à considérer que le PIB par tête des États-Unis est une mesure approximative de la productivité du reste du monde (Cf. Mac Donald et Viera,

¹⁰ Il s'agit précisément des bases « World Development Indicators (2012) » et « International Financial Statistics (2011) ».

¹¹ Il n'est pas possible de considérer la formation nette de capital fixe afin de différencier les deux variables, car les données relatives à la formation brute de capital fixe et à la formation nette de capital fixe sont rigoureusement identiques pour l'ensemble des pays considérés.

2010). Cependant, cette méthode nous semble limitée car elle ne tient véritablement pas en compte l'importance de différents partenaires dans les relations commerciales d'un pays. Par conséquent, nous mesurons la productivité du reste du monde par le PIB par tête des pays de l'OCDE. On applique ainsi la formule suivante :

$$Pr od_i = \frac{PIB_i^t}{PIB_{OCDE}^t} \quad (27)$$

où PIB_i^t représente le PIB par tête du pays « i », et PIB_{OCDE}^t représente celui des pays de l'OCDE.

- le différentiel de taux d'intérêt réels pose des problèmes de construction du même ordre que ceux qui ont été relevés précédemment dans le cas de la productivité relative. Afin de contourner la difficulté, nous proposons de considérer les taux d'intérêt annuels des bons du trésor américain comme proxy du taux d'intérêt mondial. Leurs valeurs réelles sont obtenues après déduction de l'effet de l'inflation mesurée par le taux de variation du déflateur du PIB américain.

Les variables ainsi définies ont permis d'estimer les modèles économétriques décrits dans la section V. Les résultats issus de ces estimations sont exposés dans la section suivante.

VII. Les résultats

Chacune des estimations effectuées confirme l'existence d'une relation de long terme entre les variables considérées, puisque tous les paramètres à correction d'erreur (coefficients d'ajustement) sont significativement négatifs au seuil de 1%. De plus, la nature des données tend à confirmer le choix de notre modèle économétrique. En effet, l'hypothèse d'homogénéité des coefficients à long terme est confortée par le test de Hausman. Celui-ci permet d'effectuer un choix entre les estimateurs PMG et MG en testant l'hypothèse nulle d'une différence non

systematique entre les coefficients du modèle. En outre, il sert également de critère de choix entre les estimateurs MG et DFE, notamment en testant l'hypothèse nulle d'un biais d'endogénéité minimal récurrent dans les modèles à effets fixes dynamiques (Baltagi, Griffin et Xiong, 2000).

Les résultats issus de ce test sont inscrits en fin de chaque tableau. La valeur inscrite dans la colonne MG correspondent à la comparaison entre estimateurs MG et PMG, tandis que celle qui est inscrite dans la colonne DFE correspond à la comparaison entre estimateurs MG et DFE. Les différentes probabilités de test confirment ainsi le non rejet de l'hypothèse nulle dans chacun des cas, ce qui conduit à réfuter la pertinence de l'estimateur MG dans le cadre de ce travail. Cependant, il convient de préciser que le test de Hausman ne permet pas de comparer les estimateurs PMG et DFE puisque la nature de ces derniers est en accord avec l'hypothèse d'une différence non systématique entre les coefficients du modèle.

De manière plus précise, pour ce qui concerne les coefficients estimés (provisoires) des équations comportementales permettant de déterminer le NATREX (tableaux 1, 2 et 3), on peut noter que tous les coefficients estimés sont affectés des signes attendus à l'exception de celui de la variable stock de capital dans l'équation de la consommation. Par ailleurs, la relative rareté des travaux similaires rend ardue toute tentative de comparaison des résultats obtenus. Toutefois, nous rappelons, dans le tableau 4, quelques résultats obtenus par Detken et al. (2002). Il laisse apparaître une différence notable entre les coefficients de ces auteurs et les nôtres. Néanmoins, cette différence peut être expliquée par les écarts de niveaux de développement qui existent entre les pays européens et africains.

Tableau 1 - Équation de long terme de l'investissement

ARDL (1,2,1)			
Variabes	Mean Group	Pooled Mean Group	Dynamics Fixed effectts (DFE)
<i>Taux de change effectif réel</i>	2.172 (1.21)	-0.429* (-4.27)	-0.257* (-2.12)
<i>Productivité</i>	0.686 (1.02)	0.538* (5.69)	-0.018 (-0.12)
<i>Coefficient d'ajustement</i>	-0.511* (-6.81)	-0.317* (-5.94)	-0.315* (-8.77)
<i>Constante</i>	2.745*** (1.98)	2.062* (5.94)	1.257* (3.79)
<i>Hausman (Prob)</i>	0.5022		0.9853

*, ** et *** indiquent la significativité respectivement à 1%, 5% et 10%

Tableau 2 - Équation de long terme de la consommation

ARDL (1,3,1)			
Variabes	Mean Group	Pooled Mean Group	Dynamics Fixed effectts (DFE)
<i>Stock de capital / PIB</i>	-0.016 (-0.16)	-0.222 (-1.42)	-0.064 (-0.53)
<i>Dette / PIB</i>	-2.125 (-1.29)	-0.128*** (-1.99)	-0.228 (-0.85)
<i>Coefficient d'ajustement</i>	-0.758* (-3.94)	-0.404* (-4.34)	-0.126* (-3.79)
<i>Constante</i>	-2.517* (5.01)	1.842* (4.30)	0.591* (3.69)
<i>Hausman (Prob)</i>	0.8528		0.9998

Tableau 3 - Équation de long terme de la balance commerciale

ARDL (1,1)			
Variabes	Mean Group	Pooled Mean Group	Dynamics Fixed effectts (DFE)
<i>Indice des termes de l'échange</i>	1.037 (0.97)	0.023* (4,64)	0.004 (0.15)
<i>Coefficient d'ajustement</i>	-0.538* (-5,75)	-0.404* (-7.96)	-0.193* (-6.45)
<i>Constante</i>	0.007 (0.06)	-0.046* (-5.74)	-0.011 (-0.39)
<i>Hausman (Prob)</i>	0.3893		0.9862

Tableau 4 – Résultats de Detken et al. (2002)

Méthode d'estimation : Technique de cointégration en panels de Johansen						
Équations	Variabes	Productivité	Taux de change effectif réel	Stock de capital rapporté au PIB	Ratio dette externe sur PIB	Termes de l'échange
<i>Investissement</i>		0.9097 (2.3534)	-0.0007 (3.8113)	---	---	---
<i>Consommation</i>		---	---	0.0282 (5.4896)	-0.0552 (2.4004)	---
<i>Balance commerciale</i>		---	---	---	---	0.1537 (3.7702)

Les valeurs entre parenthèse correspondent aux t de Student en valeurs absolues.

S'agissant des résultats issus de l'estimation du modèle BEER (tableau 5), on note de prime abord la significativité à 1% de l'ensemble des coefficients obtenus par la méthode PMG. Ces résultats révèlent également que les coefficients du taux d'ouverture commerciale et de la productivité, ne sont pas affectés des signes attendus.

En effet, un accroissement de 1% de la productivité relative entraîne une dépréciation de 10,6% du taux de change effectif réel (TCER). Ce résultat est contraire à celui obtenu par ailleurs dans la littérature, dans la mesure où il ne confirme pas l'existence d'un effet Balassa-Samuelson pour les pays considérés. En guise d'exemple, on peut rappeler que l'étude de De Gregorio et Wolf (1994), portant sur 14 pays de l'OCDE pris sur la période de 1970 à 1985, a permis d'obtenir des valeurs comprises 0.36 et 0.52. Pour leur part, Elbadawi et Soto (2005) ont obtenu une valeur de 0.505 en étudiant 84 pays en développement sur la période de 1980 à 2003. Cependant, dans une étude portant sur 102 pays dont 82 en développement pris entre 1973 et 2002, Dubas (2009) obtient des coefficients d'un ordre de grandeur différent. En effet, la variable productivité est affectée de valeurs comprises entre 7.772 et 8.106, malgré la méthode de construction, relativement standard, qu'il adopte¹².

Tableau 5 - Équation de long terme du taux de change effectif réel

ARDL (1,2,1,1)			
Variables	Mean Group	Pooled Mean Group	Dynamics Fixed effectts
<i>Termes de l'échange</i>	-0.211 (-0.22)	0.904* (18,12)	0.386** (2.19)
<i>Taux d'ouverture commerciale</i>	0.133 (0.56)	0.271* (4.10)	0.409 (1.54)
<i>Investissement</i>	0.145 (0.66)	-0.297* (-2.96)	-0.123 (-0.81)
<i>Productivité</i>	-1.136 (-1.05)	-0.106* (-3.04)	0.052 (0.28)
<i>Coefficient d'ajustement</i>	-0.297* (-6.98)	-0.146* (-3.30)	-0.195* (-7.00)
<i>Hausman (Prob)</i>	0.4527		0.2865

¹² En effet, la productivité est mesurée à travers le rapport entre PIB par tête national, et le PIB par tête mondial. Le PIB par tête mondial étant une somme pondérée de ceux des pays du G-7.

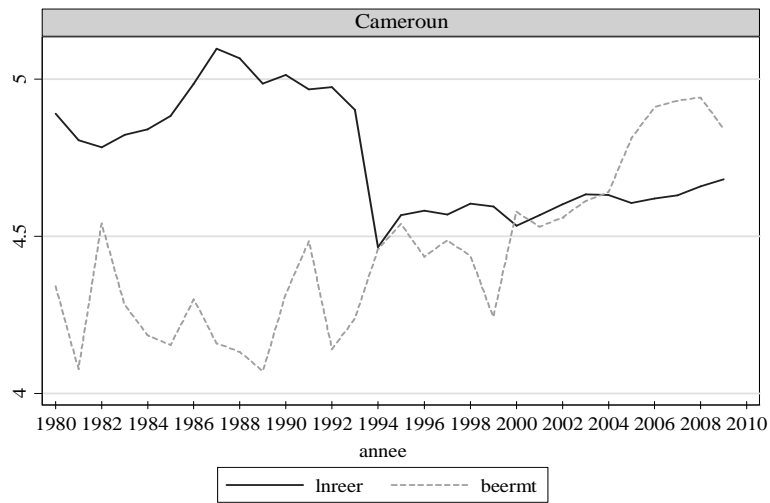
De même que pour la productivité relative, l'impact estimé d'un accroissement du taux d'ouverture commerciale (0.271) est contraire à celui attendu. Des auteurs comme Dufrenot et Yehoue (2005) ont par exemple obtenu une valeur de -0.2 dans le cadre d'une étude portant sur 70 pays observés de 1979 à 2000.

Par ailleurs, on note que, contrairement aux variables précédentes, l'investissement et les termes de l'échange sont affectés des signes attendus. Plus précisément, le coefficient associé à une variation des termes de l'échange (0.904), s'écarte des valeurs obtenues couramment dans la littérature. À titre d'exemple, Drine et Rault (2004) obtiennent une valeur moyenne de 0.5 pour un panel de 45 pays en développement observés sur la période de 1980 à 1996. Par contre, dans une étude portant sur 3 pays développés pris entre 1960 et 1966, Clark et Mc Donald (1998) ont obtenu une valeur plus faible du coefficient associé aux termes de l'échange (0.08). Notre résultat ne se révèle pour autant pas incohérent, car on admet que les variations des termes de l'échange sont plus amples dans les pays en développement, que dans les pays développés (Elbadawi et Soto, 2005).

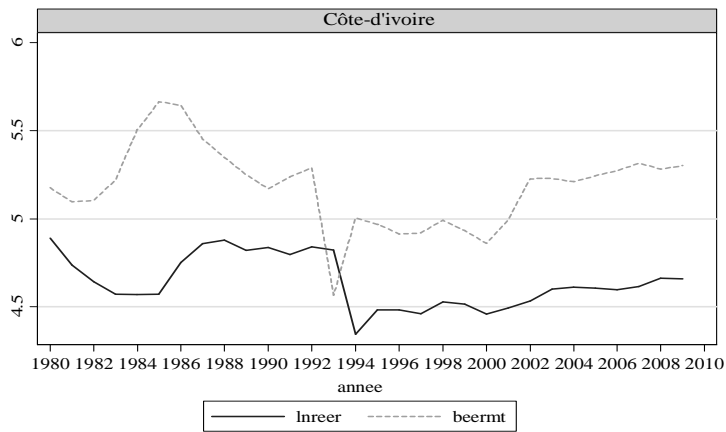
Le coefficient affecté à la variable investissement est quant à lui conforme à ceux prédits par la littérature, et notamment ceux obtenus par Baffes, Elbadawi et O'connell (1999). Ces derniers obtiennent en effet, des coefficients allant de -0.43 à -0.27, pour deux pays de la zone Franc, pris entre 1965 et 1993.

Les résultats ainsi obtenus permettent de déterminer le BEER de moyen terme, dont quelques illustrations sont données par les graphiques 1 à 4.

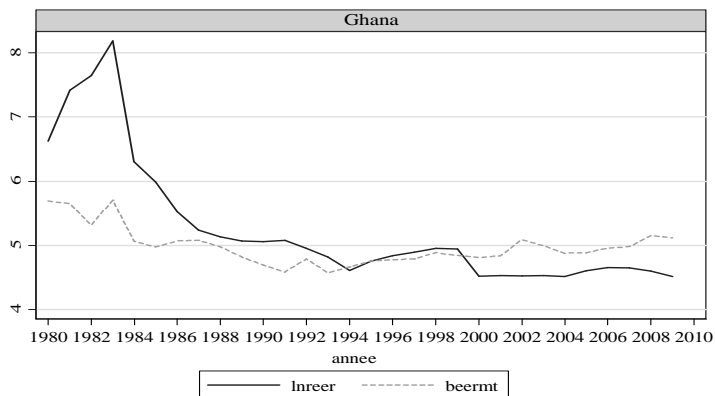
Graphique 1 – BEER de moyen terme au Cameroun



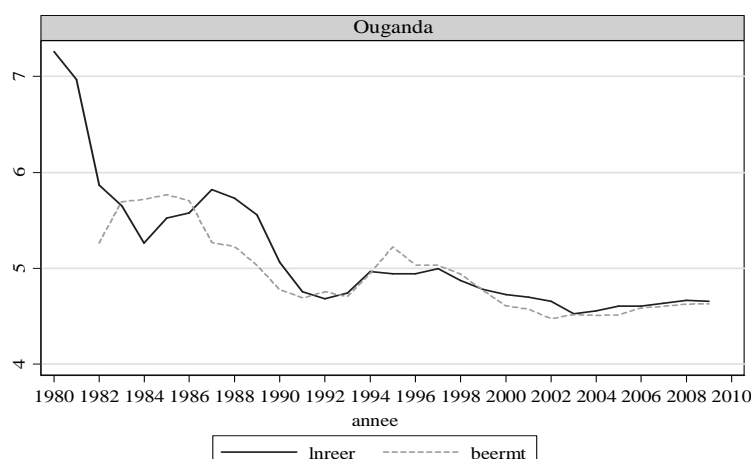
Graphique 2 – BEER de moyen terme en Côte-d'Ivoire



Graphique 3 – BEER de moyen terme au Ghana



Graphique 4 – BEER de moyen terme en Ouganda



L’observation de l’ensemble de ces graphiques semble corroborer notre intuition selon laquelle les mésalignements diffèrent en amplitude, en fonction des régimes de change pratiqués. En effet, les graphiques 1 et 2 montrent que les écarts de taux de change pour le Cameroun et la Côte-d’Ivoire (régime de change fixe), sont globalement plus importants que ceux observés dans les cas du Ghana et de l’Ouganda (régimes flottants). Toutefois, afin de valider ou non cette intuition, nous avons déterminé pour chaque pays de l’échantillon, le pourcentage de mésalignement à l’aide de la formule suivante :

$$\% mis = \frac{TCER - BEER}{BEER} \times 100$$

Nous avons ensuite regroupé les résultats des différents pays en fonction de leur appartenance à une zone monétaire ou non. Plus précisément, nous avons constitué 3 groupes contenant les pays de la zone Franc, les pays de l’aire monétaire commune et les pays à régimes monétaires indépendants. Le calcul des mésalignements, dont les valeurs moyennes sont consignées dans le tableau 6, nous a permis de déterminer graphiquement les évolutions individuelles (Cf. graphiques 5, 6, 7).

Tableau 6 - Pourcentage moyen de mésalignements par pays

Pays	Pourcentage moyen de mésalignement	Nombre d'observations
Pays de la Zone Franc		
Cameroun	7.38	30
Centrafrique	-5.55	30
Gabon	2.35	30
Guinée-Équatoriale	8.71	19
Côte-d'Ivoire	-10.26	30
Togo	4.74	30
Moyenne Zone Franc	0.74	169
Pays de l'Aire Monétaire Commune		
Afrique du Sud	4.5	30
Lesotho	1.49	30
Moyenne AMC	2.99	60
Pays à régime de change indépendant		
Burundi	-1.26	30
R.D Congo	11.12	28
Gambie	9.11	29
Ghana	5.06	30
Malawi	0.97	29
Sierra Leone	2.99	10
Ouganda	1.42	28
Zambie	-12.15	30
Moyenne des pays hors union monétaire	1.97	214

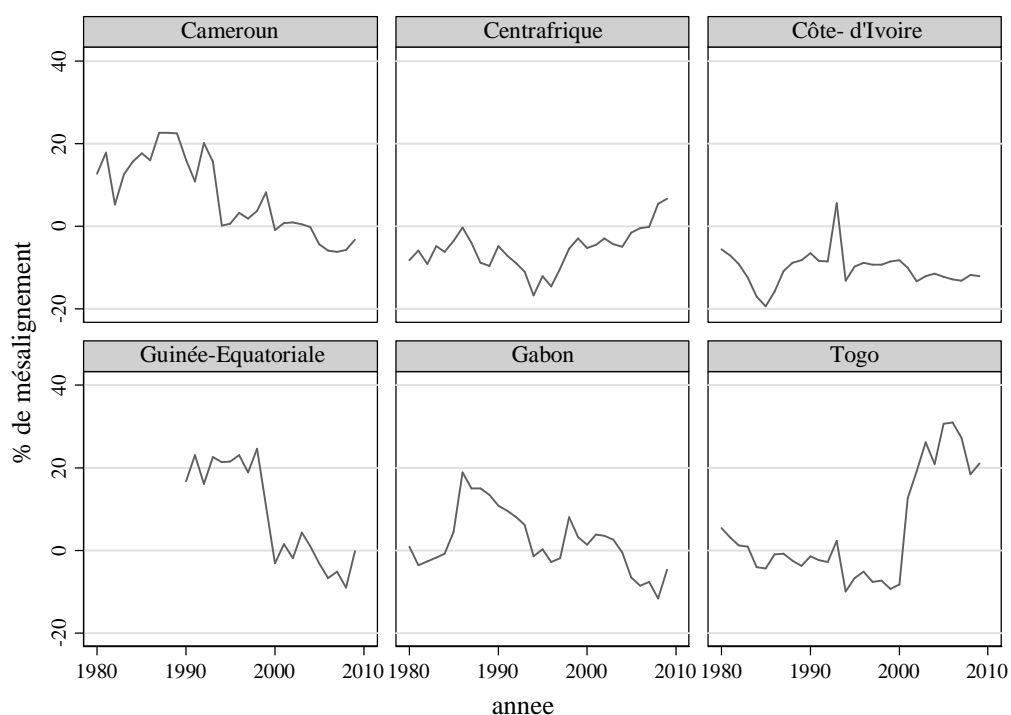
Par la suite, nous avons procédé à un test de comparaison des moyennes (Cf. tableau 7) en différenciant les pays appartenant à une zone monétaire de ceux qui pratiquent un régime de change « flexible ». Ce test montre qu'on ne peut pas rejeter l'hypothèse d'une différence nulle entre les moyennes des deux groupes. En d'autres termes, les mésalignements observés à l'intérieur et à l'extérieur d'une union monétaire, ne présenteraient pas de différence significative pour les pays considérés. Cette conclusion s'écarte de celle de Coudert et Couharde (2008) qui dans une étude portant sur 128 pays émergents et développés, avancent que les TCR des régimes de change fixes sont plus surévalués que ceux des régimes de

change flexible. Cependant, il convient de considérer la fragilité de notre résultat qui doit encore être confirmé ou non à l'aide d'un test basé sur les classifications LYS et RR.¹³

Tableau 7 – Test de comparaison des moyennes

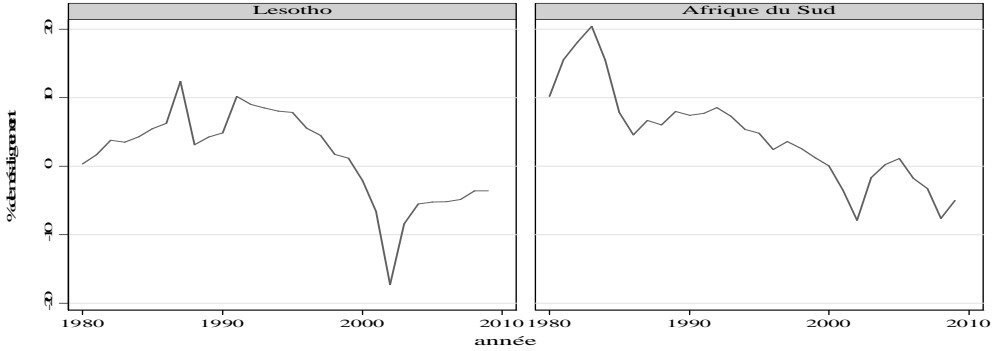
	observations	Moyenne	Écart-type
Pays à régime de change fixe (Fixe)	229	1.33	10.29
Pays à régime de change indépendant (Flexible)	214	1.97	11.83
Hypothèse		Probabilité	
Moyenne (Flexible) – Moyenne (Fixe) < 0		0.7294	
Moyenne (Flexible) – Moyenne (Fixe) # 0		0.5411	
Moyenne (Flexible) – Moyenne (Fixe) > 0		0.2706	

Graphique 5 – Évolutions des mésalignements dans les pays de la zone Franc

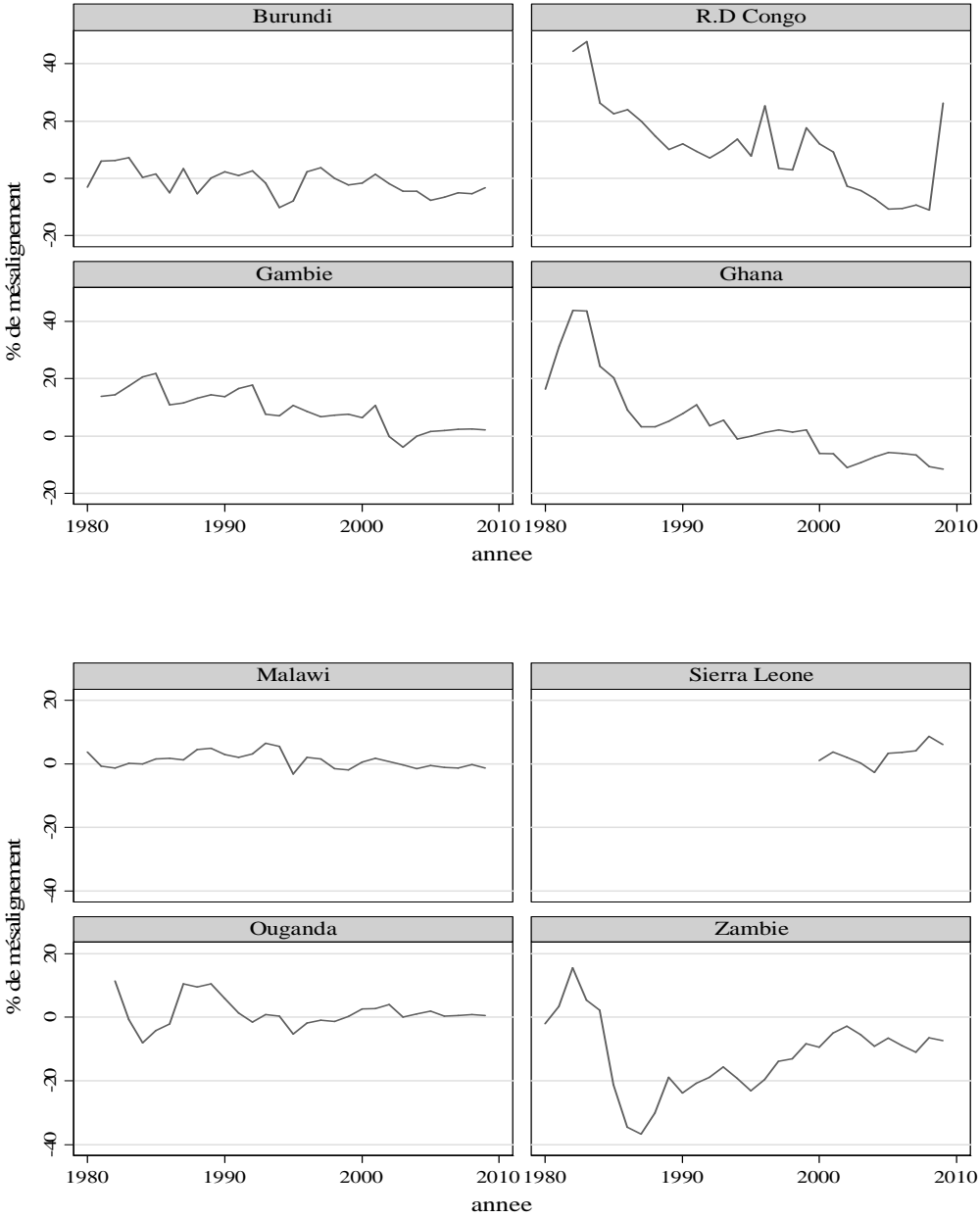


¹³ LYS et RR correspondent respectivement aux classifications de Levy-yeyati et Sturzeneger (2003), et celle de Reinhart et Rogoff (2004).

Graphique 6 – Évolution des mésalignements dans les pays de l'aire monétaire commune



Graphique 7 – Évolution des mésalignements dans les pays à régimes de change flottants



VIII. Conclusion

L'objectif de ce travail était de déterminer les mésalignements de taux de change réel dans les pays d'Afrique subsaharienne, et de les comparer en fonction de l'appartenance ou non d'un pays à une union monétaire. Pour ce faire, nous avons fait recours à deux approches théoriques de détermination du taux de change d'équilibre, à savoir celles du BEER et du NATREX. En outre, nous avons mis cette démarche théorique en pratique au moyen de trois techniques d'estimations économétriques, ceci dans le but de prouver la robustesse des résultats obtenus. Au terme de cette procédure d'estimation, il apparaît que les mésalignements de taux de change réel ne diffèrent pas en moyenne, selon qu'on se trouve dans une union monétaire ou non.

Toutefois, il importe de considérer ce résultat avec réserve, dans la mesure où seuls les résultats issus de l'application du BEER se sont révélés intéressants contrairement à ceux du NATREX. En effet, de nombreux problèmes pratiques perturbent encore le processus d'estimation envisagé dans ce travail. Il s'agit notamment de la disponibilité des données, qui réduit considérablement le choix des variables ainsi que la taille de l'échantillon considéré. Il faudra donc par la suite prouver la robustesse de ces conclusions en procédant à des tests plus complets.

Éléments de bibliographie

- Aguirre, A. et Calderon, C. (2005)**, «Real exchange rate misalignments and economic performance», *Central Bank of Chile Working Paper*, no 135.
- Baffes, J., Elbadawi I., and O'Connell S. (1999)** Single-Equation Estimation of the Equilibrium Real Exchange Rate in Exchange Rates Misalignment in Hinkle L. and Montiel P. (eds), *Concepts and Measurement for Developing Countries*, World Bank: Policy Research Department, Washington, DC.
- Baltagi, B., Grin J. et Xiong W. (2000)** «To pool or not to pool: Homogeneous versus heterogeneous estimators applied to cigarette demand», *Review of Economics and Statistics*, no 82, pp. 117-126.
- Belloc M. et Federici D. (2007)** «A two-country NATREX model for the euro/Dollar», *MPRA paper*, no 4046.
- Béreau, S., Lopez Villavicencio, A. et Mignon, V. (2009)**, «Nonlinear adjustment of the real exchange rate towards its equilibrium value: A panel smooth transition error correcting modeling», *Revue du CEPII*, no 23.
- Borowski, D., Couharde, C. et Thibault F. (1998)**, «Les taux d'équilibre fondamentaux: de l'approche théorique à l'évaluation empirique», *Revue française d'économie*, Vol. XIII, no 3.
- Chinn, M. (1997)**, «Sectorial productivity, government spending and real exchange rates: Empirical evidence for OECD countries », *NBER Working Paper*, no. 6017.
- Clark, P. et Mac Donald, R. (1998)**, «Exchange and Economic Fundamentals: A methodological comparison of BEERs and FEERs», *IMF Working Paper*, no 67.
- Coudert V. et Couharde C. (2008)** «Currency misalignments and exchange rate regimes in emerging and development countries », *CEPII Working Paper*, no 07.
- De Gregorio, J. and Wolf H. (1994)** «Terms of Trade, Productivity, and the Real Exchange Rate», *NBER Working Paper*, no 4807.
- Detken, C., Dieppe, A., Henry, J., Marin-Martinez, C. et Smets, F. (2002)** «Determinants of the Effective Real Exchange Rate of the Synthetic Euro: Alternative Methodological Approaches», *Australian Economic Papers*, vol. 4, no 41.
- Drine, I. and Rault C. (2004)** «On the long-run determinants of real exchange rates for developing countries: Evidence from Africa, Latin America and Asia», mimeo, Sorbonne University.
- Dubas, J. (2009)** «The importance of exchange rate regime in limiting misalignment», *World Development*, vol. 37, no. 37, pp. 1612-1622.
- Dufrenot, G., J. et Yehoue, E., B. (2005)**, «Real exchange rate misalignment: A panel co-integration and common factor analysis», *IMF Working Paper*, no 164.

- Edwards, S. (1989)**, «Real exchange rates, devaluation, and adjustment: exchange rate policy in developing countries», *Cambridge MIT press*, 1989.
- Elbadawi I. et Soto R. (2005)** «Theory and empirics of real exchange rates in sub-Saharan Africa and other developing countries », prepared for World Bank's project on *Modeling Real Exchange Rate Misalignment and its Impact in and outside Africa*.
- Goldfajn, I. et Valdes, R. (1999)**, «The aftermath of appreciations », *Quarterly Journal of Economics*, no. 114, pp. 229 - 262.
- Levy Yeyati E. and Sturzenegger F. (2003)** «A De Facto Classification of Exchange Rate Regimes: A Methodological Note», *American Economic Review*, Vol. 93, no. 4.
- Mac Donald, R. (2004)**, «The long-run real effective exchange rate of Singapore: a behavioral approach», *MAS staff paper*, no. 36.
- Mac Donald, R. et Vieira, F. (2010)**, «A Panel Data Investigation of Real Exchange Rate Misalignment and Growth», *CESIFO Working Paper*, no 3061.
- Pesaran, H., Shin, Y. et Smith, R. (1999)** «Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels», *Journal of the American Statistical Association*, no 94, pp. 621-634.
- Reinhart C. et Rogoff, K. (2004)** «The Modern History of Exchange Rate Arrangements: A Reinterpretation», *Quarterly Journal of Economics*, Vol. CXIX no. 1.
- Rey, S. (2009)**, «Des insuffisances de la PPA à l'apport du NATREX: Une revue critique des théories du taux de change réel d'équilibre», *CATT Working Paper*, no. 5.
- Siregar, R. (2011)**, «The Concept of Equilibrium Real Exchange: A Survey of Literature», *MPRA Working Paper*, no. 28987.
- Stein, J. (1994)**, «The Natural Real Exchange Rate of the US Dollar and Determinants of Capital Flows», in Williamson, J. (éditeur), *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, Washington, D.C: Institute for International Economics.
- Stein, J. (2005)** «The Equilibrium Value of the Euro/\$ US Exchange Rate: an Evaluation of Research», *CESifo Working Papers*, no 1449.
- Vesperini, J.-P. (2012)** «La compétitivité de la France victime de l'euro », *Le Monde.fr*, 10 Décembre.
- Williamson, J. (1983)**, *The Exchange Rate System*. Washington DC: Institute for International Economics.