



Munich Personal RePEc Archive

Long-run effects of real exchange rate on the nominal and real trade balance in African Franc zone

Chassem, Nacisse Palissy

Institut Sous-régional de Statistique et d'Economie Appliquée
(ISSEA)

9 April 2011

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/30252/>
MPRA Paper No. 30252, posted 12 Apr 2011 13:21 UTC

Effets de long terme du taux de change réel sur la balance commerciale nominale et réelle en zone Franc africaine

Nacisse Palissy Chassem¹

18 avril 2011

Résumé : Le but de cette étude est de déterminer les effets de long terme des variations du taux de change réel sur la balance commerciale nominale (en valeur) et réelle (en volume) pour les pays de la zone Franc africaine. Ces pays ont ensemble une monnaie commune : le franc CFA, dont la parité avec l'euro est fixe. En appliquant la méthodologie du test aux bornes de cointégration de Pesaran et al. (2001) sur des données annuelles allant de 1970 à 2006, l'étude met en évidence, pour chacun des pays analysés, l'existence d'une relation de long terme entre la balance commerciale réelle, le PIB réel national, le PIB réel mondial et le taux de change réel. En outre, l'étude infirme la validité empirique de la condition de Marshall-Lerner pour presque tous les pays de la zone Franc africaine. Tout au contraire, la dépréciation du taux de change réel détériorerait la balance commerciale nominale des pays de la zone Franc africaine. Ce résultat pourrait être attribué à la l'effet valeur de la dépréciation du taux de change réel mais également, à la contraction de l'effet volume due à la faible compétitivité des exportations de ces pays, ajoutée à la forte dépendance de leur économie vis-à-vis des importations des biens de capital et d'équipement et de certains biens de consommations prisés par les populations. Ces dernières affirmations seraient confirmées par l'effet sur la balance commerciale réelle de la dépréciation du taux de change réel qui est, négatif ou nul pour au moins 10 des 14 pays de la zone Franc africaine.

Codes JEL : C32, F32

Mots clés : Taux de change réel, Balance commerciale, Condition de Marshall-Lerner, Test aux bornes de cointégration, Zone Franc africaine

¹Ingénieur Statisticien Economiste, Chargé d'Etudes au Ministère de l'Economie, de la Planification et de l'Aménagement du Territoire (MINEPAT) et Enseignant associé à l'Institut Sous-régional de Statistique et d'Economie Appliquée (ISSEA) à Yaoundé - Cameroun. Contact : nchassem@yahoo.fr

Long-run effects of real exchange rate on the nominal and real trade balance in African Franc Zone

Nacisse Palissy Chassem²

April 18, 2011

Abstract : The purpose of this study is to determine the long-run effects of changes in real exchange rate on the nominal (in value) and real (in volume) trade balance for the countries of the African Franc zone. These countries together have a common currency : the CFA franc, whose parity with the euro is fixed. By applying the cointegration bounds testing approach of Pesaran et al. (2001) on annual data from 1970 to 2006, the study shows, for each of the countries studied, the existence of a long-run relationship between the real trade balance, the real national GDP, real world GDP and the real exchange rate. In addition, the study reverses the empirical validity of the Marshall-Lerner condition for almost all countries of the African Franc zone. On the contrary, the depreciation of the real exchange rate deteriorates the nominal trade balance of these countries. This result could be attributed to the value effect of the depreciation of the real exchange rate, but also to the contraction of the volume effect due to the low competitiveness of exports from these countries, coupled with the strong dependence of their economies in relation to imports of capital goods and equipment and certain consumer goods prized by the population. These last statements are confirmed by the effect on the real trade balance of the depreciation of the real exchange rate which is negative or null for at least 10 of the 14 countries of the African Franc zone.

JEL classification : C32, F32

Keywords : Real exchange rate, Trade balance, Marshall-Lerner condition, Bounds testing approach of cointegration, African Franc zone

²Economist - Statistician Engineer, Research officer at the Ministry of Economy, Planning and Regional Development and Associate Lecturer at the Sub-regional Institute of Statistics and Applied Economics in Yaoundé - Cameroon. Contact : nchassem@yahoo.fr

1 Introduction

L'un des déterminants majeurs des politiques économiques dans les pays en développement est la balance courante³. Pour se développer, ces pays ont besoin d'importer des biens de capital et d'équipement ainsi que certains biens de consommation prisés par les populations. Ils doivent en contrepartie céder des devises étrangères pour financer ce type de biens. Si les exportations ne génèrent pas assez de devises étrangères, ils peuvent emprunter à l'étranger, contribuant ainsi, toutes choses égales par ailleurs, à la détérioration de la balance courante.

L'effet sur la croissance économique du déficit courant peut être positif si l'emprunt étranger qui le compense est utilisé pour acquérir des investissements productifs dans des activités où les rendements en termes de devises étrangères permettent de le rembourser. Par contre, l'effet sur la croissance économique et le bien-être des populations peut être négatif si l'emprunt étranger est destiné aux activités où les rendements si sont faibles qu'ils ne permettent pas de le rembourser. En effet, si l'emprunt étranger ne peut pas être remboursé, le pays devrait réduire le déficit courant afin de limiter les difficultés de paiement des prêteurs étrangers. Il en résulterait une baisse de l'accumulation du capital ainsi que du progrès technique, qui conduirait à long terme au ralentissement de la croissance économique et à la dégradation du bien-être des populations.

Le taux de change réel est l'instrument de politique économique privilégié des décideurs pour améliorer la balance courante. Cependant, aussi bien la littérature théorique qu'empirique a tendance à remettre en cause l'existence d'un effet unique de la dépréciation du taux de change réel sur la balance commerciale et partant, toutes choses égales par ailleurs, la balance courante. En se basant sur les travaux d'Alfred Marshall (1879), Abba Lerner (1946) établit une proposition importante liant le taux de change réel et la balance commerciale nominale qu'il est convenu d'appeler condition de Marshall-Lerner (ML). Cette condition stipule que la dépréciation du taux de change améliore la balance commerciale nominale si la somme des valeurs absolues des élasticités-prix des demandes d'exportation et d'importation est supérieure à 1. Dans le cas contraire, elle détériore ou n'a aucun effet sur la balance commerciale nominale.

En effet, la dépréciation du taux de change a deux effets sur la balance commerciale : un effet volume et un effet valeur. L'effet volume qui résulte de l'augmentation du volume des exportations (devenues plus compétitives à l'étranger) et de la diminution du volume des importations (devenues moins compétitives à l'intérieur), joue en faveur de l'amélioration de la balance commerciale. En revanche, l'effet prix découlant de l'augmentation du prix relatif (exprimé en monnaie nationale) des importations, joue en faveur de la détérioration de la balance commerciale. Si l'effet volume est supérieur à l'effet valeur, la dépréciation

³La balance courante comprend : la balance commerciale (biens et services), la balance des revenus (salaires, dividendes, intérêts, etc.) et la balance des transferts courants (transferts des fonds des travailleurs à l'étranger, contributions aux organisations internationales, etc.)

du taux de change améliore la balance commerciale. C'est le cas si la condition de ML est vérifiée. Dans le cas contraire, c'est-à-dire, si l'effet volume est inférieur à l'effet valeur, elle détériore la balance commerciale. Selon Krugman et Obstfeld (2001), l'effet valeur prévaut à court terme alors que l'effet volume domine à long terme.

La condition de ML a été testée pour plusieurs pays. Nous ne présente ici qu'une sélection de quelques études récentes sur ce sujet. En appliquant la technique de cointégration de Johansen et Juselius (1990) sur des données trimestrielles de la période allant de 1973 à 1990, Bahmani-Oskooee (1998) montre que la condition de ML condescend que la dévaluation pourrait améliorer la balance commerciale de l'échantillon des pays en développement considérés (Corée du Sud, Greece, Pakistan, Philippines, Singapore, Afrique du Sud). Cet auteur estime séparément des modèles de demande d'exportation et d'importation. Cette approche est critiquée par Boyd et al. (2001), qui suggèrent plutôt d'estimer un seul modèle de la balance commerciale afin d'éviter le biais de simultanéité qui pourrait survenir du fait de l'estimation séparée des modèles de demande d'exportation et d'importation. Onafowora (2003) et Drama et al. (2010) utilisent le modèle proposé par Boyd et al. (2001) et montrent que la condition de ML est vérifiée respectivement pour trois pays d'Asie (Thaïlande, Malaisie et Indonésie) et pour la Côte d'Ivoire. Gomez et al. (2006) utilise le même modèle et montre que la condition de ML n'est pas satisfaite pour l'Argentine.

Très peu d'études ont examiné la relation entre le taux de change réel et la balance commerciale en zone Franc africaine. L'objectif de la présente étude est de contribuer à la littérature dans ce sens, en déterminant les effets des variations du taux de change réel sur la balance commerciale nominale (en valeur) et réelle (en volume) pour les pays de la zone Franc africaine. Celle-ci comprend 14 pays dont 6 de la Communauté Economique et Monétaire d'Afrique Centrale (CEMAC)⁴ et 8 de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA)⁵. Ces pays ont ensemble une monnaie commune : le franc CFA, dont la parité avec l'euro est fixe. Toutefois, la parité du franc CFA par rapport au dollar US, principale monnaie de référence dans les échanges internationaux, est flexible puisque la parité euro/dollar US est flexible. Le compte courant des pays de la zone Franc africaine est constamment déficitaire. Malgré la dévaluation du franc CFA en 1994, qui visait entre autre, à améliorer la position extérieure de ces pays, leur compte courant est resté perpétuellement en déficit. L'intérêt de cette étude est aussi de mettre en évidence le rôle des politiques affectant le taux de change réel dans la gestion des déficits courants dans les pays de la zone Franc africaine. Tout comme dans Boyd et al. (2001), l'étude présente les résultats de l'estimation, pour chaque pays analysé, d'un modèle de la balance commerciale avec le taux de change réel, le PIB réel national et le PIB réel mondial comme variables explicatives.

⁴La CEMAC comprend le Cameroun, le Congo (Rép. du), le Gabon, la Guinée Equatoriale, la Rép. Centrafricaine, et la Gabon.

⁵L'UEMOA comprend le Benin, le Burkina Faso, la Côte d'Ivoire, la Guinée Bissau, le Mali, le Niger, le Sénégal et le Togo.

L'existence d'une relation de long terme entre la balance commerciale et ces variables est examinée à l'aide du test aux bornes de cointégration de Pesaran et al. (2001).

La suite de cette étude est structurée comme suit : la section 2 présente le modèle, les données et la méthodologie. Les résultats empiriques sont exposés dans la section 3. Ils montrent qu'à long terme, la dépréciation du taux de change réel détériore la balance commerciale nominale d'au moins 13 sur les 14 pays de la zone Franc africaine. L'effet de long terme de la dépréciation du taux de change réel sur la balance commerciale réelle serait positif pour le Cameroun, la Guinée Bissau et la Mali, nul pour le Benin, le Congo (Rép. du), la Côte d'Ivoire, le Niger, la République Centrafricaine, le Sénégal et le Togo et négatif pour Burkina-Faso, le Gabon et le Tchad. La section 4 conclut.

2 Modèle, Données et Méthodologie

Cette section présente le modèle de la balance commerciale proposé par Boyd et al. (2001) ainsi que la méthodologie d'estimation. Elle est divisée en deux sous-sections. La première présente le modèle et les données alors que deuxième décrit la méthodologie notamment celle du test aux bornes de cointégration de Pesaran et al. (2001).

2.1 Modèle et Données

Pour mesurer la balance commerciale nominale, Boyd et al. (2001) utilisent le ratio des exportations aux importations au lieu de la différence :

$$B_t^n = X_t/E_t M_t \quad (1)$$

où X_t est le volume des exportations ; M_t est le volume des importations ; E_t est le taux de change réel. On définit également la balance commerciale réelle par :

$$B_t^r = X_t/M_t \quad (2)$$

Tel que défini, la balance commerciale nominale (resp. réelle) est déficitaire si $B_t^n < 1$ (resp. $B_t^r < 1$). En prenant les taux de croissance des variables dans les équations (1) et (2), on obtient :

$$b_t^n = x_t - m_t - e_t \quad (3)$$

et

$$b_t^r = x_t - m_t \quad (4)$$

où b^n , b^r , x , m et e sont les taux de croissance respectivement des variables B^n , B^r , X , M et E .

Considérons à présent les fonctions traditionnelles des demandes d'exportation et d'importation suivantes :

$$X_t = E_t^{-\psi} Z_t^\varepsilon \quad (5)$$

et

$$M_t = E_t^\eta Y_t^\pi \quad (6)$$

où Y_t et Z_t sont respectivement le revenu réel national et le revenu réel du monde. Les paramètres ε et π sont les élasticités-revenu respectivement de la demande d'exportation et d'importation. Selon la théorie, la demande est une fonction croissante du revenu dont ε et π doivent être positives. Toutefois, si l'accroissement du revenu est le fait de l'augmentation des biens de substitution des importations, la demande d'importations peut décroître et dans ce cas ε et π peuvent être négatives. Les paramètres ψ et η sont les élasticités-prix respectivement de la demande d'exportation et d'importation. D'après la théorie, la demande est une fonction décroissance du prix. Par conséquent, ψ et η doivent être négatives. En prenant les taux de croissance des variables dans les équations (5) et (6), nous avons :

$$x_t = -\psi e_t + \varepsilon z_t \quad (7)$$

et

$$m_t = \eta e_t + \pi y_t \quad (8)$$

où y_t et z_t sont respectivement les taux de croissance des variables Y_t et Z_t . En substituant les équations (7) et (8) dans les équations (3) et (4), nous avons les équations de long terme de la balance commerciale nominale et réelle suivante :

$$b_t^n = \varepsilon z_t + \rho y_t + \delta e_t \quad (9)$$

et

$$b_t^r = \varepsilon z_t + \rho y_t + \varphi e_t \quad (10)$$

avec $\rho = -\pi$, $\delta = -\psi - \eta - 1$ et $\varphi = \delta + 1$.

L'équation (9) montre qu'à long terme, la dépréciation du taux de change réel ($e > 0$) améliore la balance commerciale nominale ($b^n > 0$) si $\delta > 0$ ce qui équivaut à $|\psi| + |\eta| > 1$ (condition de Marshall-Lerner).

Pareillement, l'équation (10) montre qu'à long terme, la dépréciation du taux de change réel ($e > 0$) améliore la balance commerciale réelle ($b^r > 0$) si $\varphi > 0$ ce qui équivaut à $|\psi| + |\eta| > 0$.

Pour estimer les coefficients de long terme ε , π et δ des équations (9) et (10), on considère

l'équation suivante obtenue par transformation logarithme des équations (1), (5) et (6) :

$$\ln(B_t^n) = \varepsilon \ln(Z_t) + \rho \ln(Y_t) + \delta \ln(E_t) \quad (11)$$

soit :

$$\ln(B_t^r) = \varepsilon \ln(Z_t) + \rho \ln(Y_t) + \varphi \ln(E_t) \quad (12)$$

Les variables X , M , Y et Z sont approximées respectivement par les exportations de biens et services, les importations de biens et services, le PIB national, le PIB mondial, tous à prix constant de l'année 2000. Le taux de change réel est calculé à partir de la formule suivante : $E_t = P_{f,t}S_t/P_{d,t}$ où P_f et P_d sont respectivement les déflateurs des PIBs mondial et national. S est le taux de change nominal (prix national du dollar US).

Les données sont des séries annuelles sur la période (1970 - 2006)⁶ et proviennent toutes de la base de données de la Banque Mondiale : World Development Indicator (2008).

L'équation (12) sera estimée suivant l'approche du test aux bornes de cointégration de Pesaran et al. (2001).

2.2 Méthodologie

Comparée aux autres tests de cointégration d'Engle et Granger (1987), de Johansen (1988) et de Johansen et Juselius (1990), l'approche du test de cointégration aux bornes de Pesaran et al. (2001) a deux principaux avantages. Premièrement, alors que les autres tests requièrent que les variables soient toutes intégrées au même ordre avant de tester l'hypothèse de cointégration, l'approche du test aux bornes de Pesaran et al. (2001) peut être appliquée indépendamment du fait les variables soient $I(1)$ et $I(0)$ ou toutes $I(1)$. Deuxièmement, l'approche du test aux bornes de Pesaran et al. (2001) peut détecter adéquatement la relation de cointégration en présence de petits échantillons (Tang 2003) tandis que les autres tests ne sont valides que lorsque l'échantillon est assez grand. Mah (2000) a appliqué la première version du test de Pesaran et al. (1997) avec seulement 18 observations annuelles pour estimer les fonctions d'importations de la Corée du Sud.

L'application du test cointégration aux bornes de Pesaran et al. (2001) dans le cadre de l'estimation de l'équation (12), requiert l'estimation du Modèle à Correction d'Erreur Non restreint (en anglais Unrestricted Error Correction Model (UECM)) suivant :

$$\begin{aligned} \Delta \ln(B_t^r) = & \beta_1 \ln(B_{t-1}^r) + \beta_2 \ln(Z_{t-1}) + \beta_3 \ln(Y_{t-1}) + \beta_4 \ln(E_{t-1}) + \\ & + \sum_{i=1}^n \beta_{5i} \Delta \ln(B_{t-i}^r) + \sum_{i=0}^n \beta_{6i} \Delta \ln(Z_{t-i}) + \sum_{i=0}^n \beta_{7i} \Delta \ln(Y_{t-i}) + \\ & + \sum_{i=1}^n \beta_{8i} \Delta \ln(E_{t-i}) + \beta_9 Rupture + \beta_{10} Trend + \beta_{11} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (13)$$

⁶Pour les raisons liées à l'insuffisance des données, la Guinée Equatoriale ne fait pas partir de l'analyse.

où Δ est l'opérateur de différence première; n est le nombre de retard maximal qui vaut $(N - 30)$, où N est le nombre total d'observations, de telle sorte que le modèle finale soit estimé avec au moins 30 observations; *Rupture*⁷ est le vecteur des variables de rupture de constante et de tendance⁸; ε_t est le terme d'erreur supposé indépendant et identiquement distribué. Les β sont les paramètres à estimer.

Le UECM permet de mettre en évidence la relation de long terme entre les variables qui est une estimation de (12), et les effets de court terme. Si $\beta_1 \neq 0$, l'équation (13) peut s'écrire comme suit :

$$\begin{aligned} \Delta \ln(B_t^r) = & \beta_1 \{ \ln(B_{t-1}^r) - \theta \ln(Z_{t-1}) - \lambda \ln(Y_{t-1}) - \mu \ln(E_{t-1}) \} + \\ & + \sum_{i=1}^n \beta_{5i} \Delta \ln(B_{t-i}^r) + \sum_{i=0}^n \beta_{6i} \Delta \ln(Z_{t-i}) + \sum_{i=0}^n \beta_{7i} \Delta \ln(Y_{t-i}) + \\ & + \sum_{i=0}^n \beta_{8i} \Delta \ln(E_{t-i}) + \beta_9 Rupture + \beta_{10} Trend + \beta_{11} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (14)$$

avec $\theta = -\beta_2/\beta_1$, $\lambda = -\beta_3/\beta_1$ et $\mu = -\beta_4/\beta_1$. En faisant le premier terme de droite de l'équation (14) égale à zéro, nous obtenons la relation de long terme entre les variables $\ln(B^r)$, $\ln(Z)$, $\ln(Y)$ et $\ln(E)$.

Le UECM (13) est valide si et seulement si $\beta_1 < 0$. Ainsi, si à l'année t , $\ln(B_t^r)$ est au dessus de la relation d'équilibre de long terme, elle devra décroître à l'année $t + 1$ pour corriger l'erreur d'équilibre. Réciproquement, si $\beta_1 \geq 0$, la relation (13) est dite instable (Greene 2003). Pour tester la validité du UECM (13), nous testons l'hypothèse nulle :

$$H0^1 : \beta_1 \geq 0 \text{ (le UECM n'est pas valide)}$$

contre l'hypothèse alternative :

$$HA^1 : \beta_1 < 0$$

Si $H0^1$ est rejetée, alors le UECM (13) est valide et la prochaine étape consiste à tester l'existence d'une relation d'équilibre de long terme entre les variables $\ln(B_t^r)$, $\ln(Z)$, $\ln(Y)$ et $\ln(E)$. Pour cela, nous formulons l'hypothèse nulle :

$$H0^2 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0 \text{ (aucune relation d'équilibre de long terme)}$$

contre l'hypothèse alternative :

$$HA^2 : \beta_1 \neq 0 \text{ ou } \beta_2 \neq 0 \text{ ou } \beta_3 \neq 0 \text{ ou } \beta_4 \neq 0$$

⁷Les potentielles ruptures sont les pics et les creux de la balance commerciale réelle, obtenus à partir de sa représentation graphique.

⁸Soit x une date de rupture de constante [resp. de tendance]. $DUx(t) = 1(t > x)$ [resp. $DTx(t) = 1(t > x)(t - x)$] définie la variable de rupture de constante [resp. de tendance] où $1(\cdot)$ est la fonction indicatrice prenant la valeur 1 si l'argument est vrai et 0 sinon.

Si $H0^2$ est rejetée, alors il existe une relation d'équilibre de long terme entre $\ln(B^r)$, $\ln(Z)$, $\ln(Y)$ et $\ln(E)$. Dans ce cas, θ , λ et μ estiment respectivement ε , ρ et φ et sont appelés paramètres de long terme ; β_5 , β_6 , β_7 et β_8 sont appelés paramètres de court terme (Barnerjee et al. 1993 ; Tang 2003).

Connaissant les paramètres de long terme, on peut tester l'effet de long terme de la dépréciation du taux de change réel sur la balance commerciale. La dépréciation du taux de change réel améliorera la balance commerciale nominale (resp. réelle) si $\mu > 1$ (resp. $\mu > 0$) c'est-à-dire si $\beta_1 + \beta_4 > 0$ (resp. $\beta_4 > 0$). Nous testons ces conditions en formulant les hypothèses suivantes :

$H0^3 : \beta_1 + \beta_4 \leq 0$ (la condition de Marshall-Lerner n'est pas satisfaite, ce qui implique que la dépréciation du taux de change réel détériore ou n'a aucun effet sur la balance commerciale nominale)

contre l'hypothèse alternative :

$$HA^3 : \beta_1 + \beta_4 > 0$$

et

$H0^4 : \beta_4 \leq 0$ (la dépréciation du taux de change réel détériore ou n'a aucun effet sur la balance commerciale réelle)

contre l'hypothèse alternative :

$$HA^4 : \beta_4 > 0$$

L'approche de cointégration de Pesaran et al. (2001) permet de tester les hypothèses $H0^1$ et $H0^2$ en utilisant les tests respectivement de Student et de Fisher. Etant donné que sous ces hypothèses, les lois de ces statistiques sont non standard, Pesaran et al. (2001) ont tabulé les valeurs critiques à 1%, 5% et 10%. Celles-ci sont des bornes ou intervalles. La borne inférieure correspond au cas où toutes les variables sont I(0) et la borne supérieure au cas où toutes les variables sont I(1). Si la valeur de la statistique de Student ou de Fisher est plus grande que la borne supérieure alors, l'hypothèse nulle est rejetée. Si la valeur de la statistique de Student ou de Fisher est plus petite que la borne inférieure alors, l'hypothèse nulle est acceptée. Toutefois, lorsque la valeur de la statistique de Student ou de Fisher se trouve entre les bornes, on ne peut prendre une décision. Dans ce cas, les ordres d'intégration des variables doivent être connus pour conclure. Si toutes les variables du modèle sont I(0) alors, elles sont cointégrées sur la base de la borne inférieure. Si toutes les variables du modèle sont I(1) alors, elles ne sont pas cointégrées sur la base de la borne supérieure (Tang 2003). Les hypothèses $H0^3$ et $H0^4$ sont testées à l'aide du test de Wald.

3 Résultats Empiriques

L'implémentation du test aux bornes de cointégration de Pesaran et al. (2001) est conditionnée par l'ordre d'intégration des séries analysées. Celles-ci doivent être stationnaires ou intégrées d'ordre un. Le test de la racine unitaire ADF (Augmented Dickey Fuller) est utilisé pour tester la stationnarité des séries. Les résultats de ce test sont rapportés en Annexe A (Tableau A1). Ils montrent que l'hypothèse nulle de non stationnarité à niveau et en différences premières est rejetée à 5%. Par conséquent, les variables d'analyse, pour chacun des pays considérés, sont stationnaires ou intégrées d'ordre un.

Le test aux bornes de cointégration de Pesaran et al. (2001) se fait dans le cadre de l'estimation et du test d'un UECM. La sélection des variables explicatives du UECM se fait suivant une démarche progressive. On fixe d'abord les variables explicatives à niveau retardées qui constituent et définissent le modèle de long terme. Ensuite, on les complète avec des variables explicatives sélectionnées parmi celles en différences premières, la tendance et les ruptures de constante et de tendance. On retient celles qui contribuent le plus à diminuer les critères d'information d'Akaike (AIC) et de Schwarz (SIC) du UECM. On arrête la sélection lorsque les critères AIC et le BIC commencent à augmenter. Les Tableaux et Figures de l'Annexe B rapporte, pour chaque pays considérés, les résultats des estimations par la méthode des moindres carrés ordinaires et des tests du UECM de la balance commerciale réelle. Le test de normalité de Jarque-Bera montre que l'hypothèse nulle de normalité des résidus ne peut être rejetée au seuil de 5% sauf pour la Guinée Bissau et le Tchad. Néanmoins, le test de Wald⁹ sera utilisé pour tester la significativité des coefficients et les contraintes linéaires entre eux. Les tests de Fisher d'autocorrélation de Breusch-Godfrey et d'hétéroscédasticité de type ARCH montrent que les hypothèses nulles respectivement de non autocorrélation d'ordre un et deux et d'homoscédasticité de type ARCH d'ordre un et deux ne peuvent être rejetées au seuil de 5%. Il en est de même du test de Fisher de spécification de Ramsey d'ordre un et deux qui atteste qu'au seuil de 5%, on ne peut rejeter l'hypothèse nulle selon laquelle le UECM de la balance commerciale réelle pour chacun des 13 pays considérés est bien spécifié. Enfin, les tests du CUSUM et du CUSUM carré assurent graphiquement que les coefficients des UECMs estimés sont stables et donc, peuvent être utilisés pour faire des simulations de politiques économiques.

Les résultats du test aux bornes de cointégration de Pesaran et al. (2001) sont rapportés dans le Tableau C1 en Annexe C. Ils montrent qu'à moins de 5%, on rejette les hypothèses $H0^1$ et $H0^2$, attestant ainsi de l'existence d'une relation de long terme entre la balance commerciale réelle, le PIB réel mondial, le PIB réel national et le taux de change réel pour chacun des 13 pays de la zone Franc africaine analysés. Nous pouvons à présent tester les effets de long terme des variations du taux de change réel sur la balance commerciale

⁹Le test de Wald est un test asymptotique qui ne requiert pas de connaître absolument la loi des résidus.

nominale (test de la condition de ML) et sur la balance commerciale réelle.

Les résultats du test de l'hypothèse nulle $H0^3$ relative à la non satisfaction de la condition de ML, sont rapportés dans le Tableau D1 en Annexe D. Les valeurs de la statistique de Wald sont inférieures au quantile d'ordre 0,05 de la loi normale centrée réduite indiquant que $H0^3$ ne peut être rejetée au seuil de 5%. Par conséquent, la condition de ML n'est pas vérifiée pour au moins 13 sur 14 pays de la zone Franc africaine. Au contraire, à long terme, la dépréciation du taux de change réel détériore la balance commerciale nominale (en valeur) de ces pays de la zone Franc africaine. Ceci pourrait être attribué à l'effet valeur mais également à la contraction de l'effet volume. En effet, les exportations de ces pays restent faiblement compétitives surtout en termes de qualité et très peu diversifiées, alors que leur économie dépend fortement des importations des biens de capital et d'équipement et de certains biens de consommations prisés des populations. Les résultats du test de l'hypothèse nulle $H0^4$ (Tableau D2 en Annexe D) relative à la détérioration ou l'absence d'effet sur la balance commerciale réelle (en volume) de la dépréciation du taux de change réel confirmeraient cela. En effet, sauf pour le Cameroun, la Guinée Bissau et le Mali, les valeurs de la statistique de Wald pour le test de $H0^4$ sont inférieures au quantile d'ordre 0,05 de la loi normale centrée réduite impliquant qu'on ne peut rejeter $H0^4$ au seuil de 5%. Ceci indique qu'à long terme, la dépréciation du taux de change réel détériore ou n'a aucun effet sur la balance commerciale réelle de la majorité des pays (10 pays sur 14) de la zone Franc africaine. Ce résultat est toutefois différent de celui obtenu par Drama et al. (2010), qui trouve pour le cas de la Côte d'Ivoire, un lien positif entre la dépréciation du taux de change réel et l'amélioration de la balance commerciale réelle. Ceci pourrait être attribuée à la différence des techniques méthodologiques utilisées. Notons que Drama et al. (2010) utilisent la technique de cointégration de Johansen et Juselius (1990) qui présentent des quelques insuffisances notamment par rapport à la petite taille des données utilisées.

4 Conclusion

Le but de cette étude est de déterminer les effets de long terme des variations du taux de change réel sur la balance commerciale nominale (en valeur) et réelle (en volume) pour les pays de la zone Franc africaine. La méthodologie a consisté à tester à partir du test aux bornes de cointégration de Pesaran et al. (2001) appliqué aux données annuelles allant de 1970 à 2006, l'existence d'une relation de cointégration de long terme entre la balance commerciale réelle, le PIB réel national, le PIB réel mondial et le taux de change réel.

Les résultats de l'étude infirment la validité empirique de la condition de Marshall-Lerner pour presque tous les pays (au moins 13 pays sur 14) de la zone Franc africaine. Par conséquent, la dépréciation du taux de change réel détériorerait ou n'aurait aucun effet sur la balance commerciale nominale des pays de la zone Franc africaine. Ce résultat

pourrait être attribuer à la l'effet valeur de la dépréciation du taux de change réel mais également, à la contraction de l'effet volume due à la faible compétitivité des exportations de ces pays, ajoutée à la forte dépendance de leur économie vis-à-vis des importations des biens de capital et d'équipement et de certains biens de consommations prisés par les populations. Ces affirmations seraient confirmées par l'effet sur la balance commerciale réelle de la dépréciation du taux de change réel, qui avec 95% de confiance, est négatif ou nul pour au moins 10 pays sur 14 de la zone Franc africaine donc le Benin, le Burkina Faso, le Congo (Rép. du), la Côte d'Ivoire, le Gabon, le Niger, la République Centrafricaine, le Sénégal, le Tchad et le Togo et positif seulement pour 03 pays donc le Cameroun, la Guinée Bissau et le Mali.

Ces résultats impliquent que la dépréciation du taux de change réel qui résulterait, toutes choses égales par ailleurs, soit de la dévaluation du franc CFA ou de l'appréciation du dollar US, soit de la baisse de l'inflation domestique ou soit de la hausse de l'inflation étrangère, contribuerait à la détérioration de la balance commerciale et partant, au ralentissement de la croissance économique dans les pays de la zone Franc africaine.

Annexes

Annexe A : Résultats du test de stationnarité des séries

Tableau A.1 : Résultats du test de la racine unitaire de Dickey Fuller Augmenté (ADF)

Pays	Variables	Niveau		Différence Première		Conclusion
		Constante et Tendence	Constante uniquement	Constante et Tendence	Constante uniquement	
Benin	$\ln(X_t / M_t)$	-4,154 [0]*	-3,737 [0]**	-9,578 [0]**	-9,728 [0]**	I(0)
	$\ln(Y_t)$	-2,106 [0]	0,961 [0]	-5,425 [0]**	-5,425 [0]**	I(1)
	$\ln(E_t)$	-2,577 [0]	-1,285 [0]	-6,363 [0]**	-6,462 [0]**	I(1)
Burkina Faso	$\ln(X_t / M_t)$	-4,104 [0]*	-0,513 [2]	-6,466 [1]**	-6,408 [1]**	I(1)
	$\ln(Y_t)$	-1,231 [0]	-1,678 [0]	-7,255 [0]**	-6,676 [0]**	I(1)
	$\ln(E_t)$	-2,192 [0]	-0,895 [0]	-5,361 [0]**	-5,444 [0]**	I(1)
Cameroun	$\ln(X_t / M_t)$	-0,667 [1]	-2,035 [0]	-6,375 [1]**	-5,920 [1]**	I(1)
	$\ln(Y_t)$	-3,382 [4]	-1,939 [1]	-3,973 [0]*	-3,615 [0]**	I(1)
	$\ln(E_t)$	-2,345 [0]	-1,108 [0]	-5,183 [0]**	-5,257 [0]**	I(1)
Congo (Rép. du)	$\ln(X_t / M_t)$	-4,120 [0]*	-1,769 [0]	-6,826 [1]**	-6,939 [1]**	I(1)
	$\ln(Y_t)$	-2,247 [2]	-1,458 [1]	-3,224 [0]	-3,214 [0]*	I(1)
	$\ln(E_t)$	-2,362 [1]	-1,165 [0]	-4,601 [0]**	-4,651 [0]**	I(1)
Côte d'Ivoire	$\ln(X_t / M_t)$	-2,894 [1]	-2,168 [1]	-4,449 [0]**	-4,529 [0]**	I(1)
	$\ln(Y_t)$	-2,633 [0]	-3,209 [0]*	-3,945 [0]*	-3,940 [0]**	I(1)
	$\ln(E_t)$	-2,454 [0]	-1,208 [0]	-5,584 [0]**	-5,656 [0]**	I(1)
Gabon	$\ln(X_t / M_t)$	-2,288 [0]	-1,375 [0]	-6,406 [0]**	-6,388 [0]**	I(1)
	$\ln(Y_t)$	-3,048 [0]	-3,107 [0]*	-4,346 [0]**	-4,242 [0]**	I(1)
	$\ln(E_t)$	-2,237 [0]	-1,227 [0]	-4,621 [0]**	-4,675 [0]**	I(1)
Guinée-Bissau	$\ln(X_t / M_t)$	-1,921 [3]	-0,958 [3]	-5,833 [1]**	-2,980 [1]*	I(1)
	$\ln(Y_t)$	-2,673 [0]	-1,519 [2]	-7,057 [1]**	-6,889 [1]**	I(1)
	$\ln(E_t)$	-1,389 [1]	-0,847 [1]	-3,165 [0]	-3,187 [0]*	I(1)
Mali	$\ln(X_t / M_t)$	-2,856 [0]	-0,722 [1]	-8,127 [0]**	-7,928 [0]**	I(1)
	$\ln(Y_t)$	-0,780 [1]	0,698 [0]	-4,397 [1]**	-6,101 [0]**	I(1)
	$\ln(E_t)$	-2,678 [0]	-1,338 [0]	-6,033 [0]**	-6,132 [0]**	I(1)
Niger	$\ln(X_t / M_t)$	-4,334 [0]**	-4,323 [0]**	-5,996 [1]**	-6,075 [1]**	I(1)
	$\ln(Y_t)$	-2,122 [0]	-0,021 [0]	-5,777 [0]**	-5,530 [0]**	I(1)
	$\ln(E_t)$	-2,315 [0]	-0,878 [0]	-4,922 [0]**	-4,992 [0]**	I(1)
R. Centrafrique	$\ln(X_t / M_t)$	-3,091 [0]	-3,110 [0]*	-6,809 [0]**	-6,907 [0]**	I(1)
	$\ln(Y_t)$	-2,902 [0]	-1,456 [0]	-6,293 [0]**	-6,374 [0]**	I(1)
	$\ln(E_t)$	-2,303 [0]	-1,292 [0]	-5,626 [0]**	-5,687 [0]**	I(1)
Sénégal	$\ln(X_t / M_t)$	-3,288 [0]	-2,778 [0]	-6,892 [0]**	-6,994 [0]**	I(1)
	$\ln(Y_t)$	-1,795 [0]	1,242 [1]	-7,608 [1]**	-7,357 [0]**	I(1)
	$\ln(E_t)$	-2,461 [0]	-1,075 [0]	-5,434 [0]**	-5,514 [0]**	I(1)
Tchad	$\ln(X_t / M_t)$	-3,331 [1]	-3,114 [1]*	-4,983 [0]**	-4,870 [0]**	I(1)
	$\ln(Y_t)$	-1,187 [0]	1,205 [0]	-5,423 [0]**	-5,007 [0]**	I(1)
	$\ln(E_t)$	-1,850 [0]	-1,219 [0]	-5,391 [0]**	-5,441 [0]**	I(1)
Togo	$\ln(X_t / M_t)$	-3,000 [0]	-2,963 [0]*	-7,021 [0]**	-7,073 [0]**	I(1)
	$\ln(Y_t)$	-2,851 [0]	-0,849 [0]	-6,130 [0]**	-6,124 [0]**	I(1)
	$\ln(E_t)$	-2,534 [0]	-1,051 [0]	-5,207 [0]**	-5,286 [0]**	I(1)
Monde	$\ln(Z_t)$	-4,728 [1]**	-1,318 [0]	-4,120 [0]*	-4,138 [0]**	I(0)

Note : les valeurs entre les crochets sont les longueurs des retards optimaux du terme augmenté, déterminés sur la base du critère BIC. ** et * signifient respectivement la significativité à au moins 1% et 5%.

Annexe B : Résultats de l'estimation par la méthode des Moindres Carrés Ordinaires de l'équation de la balance commerciale réelle

Note : Les valeurs entre parenthèses (.) sont les p -value. Lorsque la p -value est supérieure à 0,01 ; 0,05 ; et 0,1 on accepte l'hypothèse nulle (H_0) respectivement au seuil de 1%, 5% et 10%. Les chiffres entre les crochets [.] indiquent l'ordre du retard. Pour le test de Jarque-Bera H_0 est la " normalité des résidus ". Pour le test de Breusch-Godfrey H_0 est la " non autocorrélation des résidus ". Pour le test ARCH H_0 est l' " homoscélasticité des résidus ". Pour le test de Ramsey RESET H_0 est la " spécification du modèle est bonne ". DUx et DTx sont des ruptures de constante et de tendance définis par :

$$DUx = 1(t > x) \text{ et } DTx = 1(t > x)(t - x)$$

où $1(.)$ est une fonction prenant la valeur 1 si l'argument est vrai et 0 sinon.

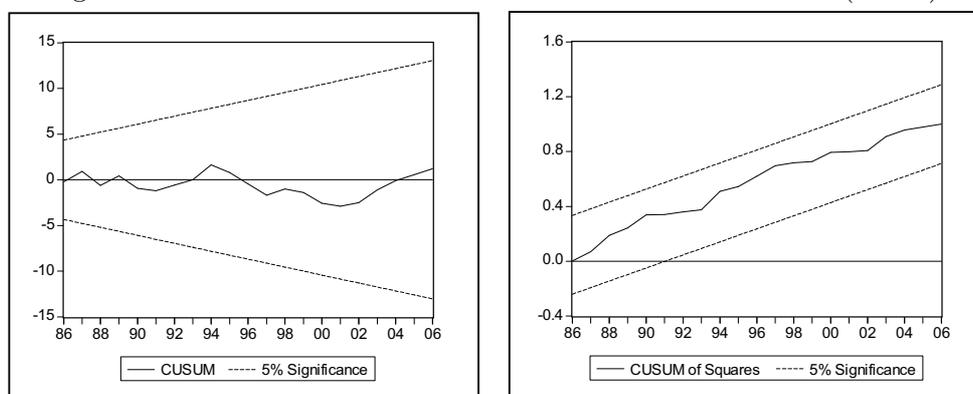
Benin

Tableau B1. Résultats de l'estimation du model de la balance commerciale réelle pour le Benin

Variable dépendante : $\Delta \ln(B_t^r) = \Delta \ln(X_t/M_t)$

Variables explicatives	Coefficients	Test de Student
$\ln(X_{t-1} / M_{t-1})$	-1,060	-5,610 (0,000)
$\ln(Y_{t-1})$	-0,062	-0,216 (0,830)
$\ln(Z_{t-1})$	-0,232	-0,719 (0,478)
$\ln(E_{t-1})$	0,067	1,112 (0,275)
$\Delta \ln(E_t)$	0,222	3,595 (0,001)
DU1985	0,274	3,485 (0,002)
Constante	7,266	1,508 (0,142)
R – carré / R – carrée ajusté	0,663 / 0,594	
Test de Fisher	9,524 (0,000)	
Test de normalité de Jarque Bera	0,059 (0,970)	
Test de non autocorrélation de Breusch Godfrey	[1] 0,195 (0,662)	[2] 0,095 (0,909)
Test d'homoscélasticité ARCH	[1] 0,001 (0,973)	[2] 0,075 (0,927)
Test de spécification de Ramsey	[1] 1,023 (0,320)	[2] 2,424 (0,107)

Figure B1. Résultats du test de CUSUM et du CUSUM carré (Benin)

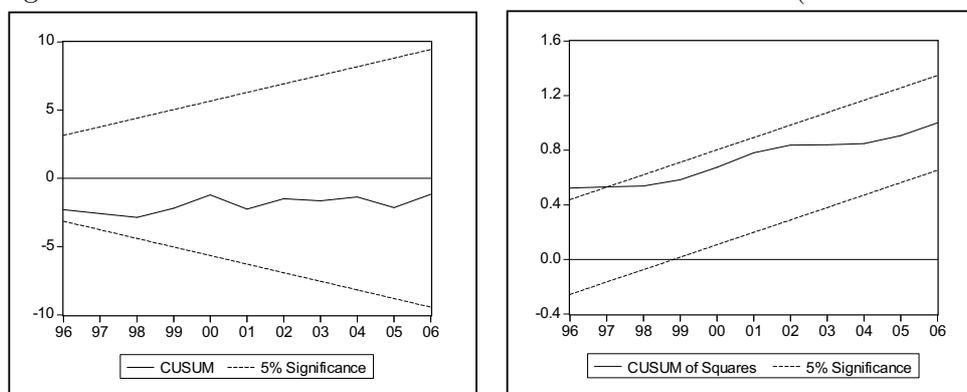


Burkina Faso

Tableau B2. Résultats de l'estimation du model de la balance commerciale réelle pour le Burkina Faso Variable dépendante : $\Delta \ln(B_t^r) = \Delta \ln(X_t/M_t)$

Variables explicatives	Coefficients	Test de Student
$\ln(X_{t-1} / M_{t-1})$	-1,722	-8,226 (0,000)
$\ln(Y_{t-1})$	-2,628	-1,810 (0,085)
$\ln(Z_{t-1})$	1,254	0,778 (0,446)
$\ln(E_{t-1})$	-0,322	-3,824 (0,001)
$\Delta \ln(X_{t-1} / M_{t-1})$	0,319	2,376 (0,028)
$\Delta \ln(Y_t)$	-2,070	-3,112 (0,006)
$\Delta \ln(Y_{t-1})$	-1,133	-1,526 (0,143)
$\Delta \ln(Z_t)$	-0,306	-0,165 (0,871)
$\Delta \ln(Z_{t-1})$	-3,064	-1,883 (0,074)
$\Delta \ln(E_t)$	-0,168	-1,749 (0,096)
DU1979	0,312	3,758 (0,001)
DT1979	0,074	4,147 (0,001)
DT1994	0,074	1,850 (0,079)
Constante	15,324	0,667 (0,506)
R – carré / R – carrée ajusté	0,872 / 0,782	
Test de Fisher	9,716 (0,000)	
Test de normalité de Jarque Bera	2,118 (0,346)	
Test de non autocorrélation de Breusch Godfrey	[1] 1,663 (0,212)	[2] 1,347 (0,285)
Test d'homoscédasticité ARCH	[1] 0,551 (0,463)	[2] 0,258 (0,773)
Test de spécification de Ramsey	[1] 0,055 (0,816)	[2] 0,673 (0,522)

Figure B2. Résultats du test de CUSUM et du CUSUM carré (Burkina Faso)

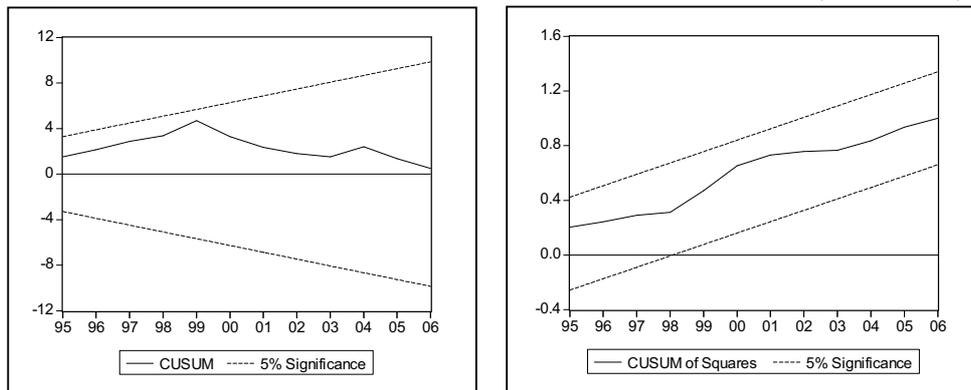


Cameroun

Tableau B3. Résultats de l'estimation du model de la balance commerciale réelle pour le Cameroun Variable dépendante : $\Delta \ln(B_t^r) = \Delta \ln(X_t/M_t)$

Variabiles explicatives	Coefficients	Test de Student
$\ln(X_{t-1} / M_{t-1})$	-1,418	-6,540 (0,000)
$\ln(Y_{t-1})$	0,182	0,928 (0,362)
$\ln(Z_{t-1})$	0,235	0,441 (0,663)
$\ln(E_{t-1})$	0,173	2,413 (0,024)
$\Delta \ln(X_{t-1} / M_{t-1})$	0,530	3,246 (0,003)
$\Delta \ln(Z_{t-1})$	-2,045	-1,281 (0,212)
$\Delta \ln(E_t)$	0,162	1,737 (0,095)
DU1989	0,322	2,395 (0,024)
DT1994	-0,079	-4,349 (0,000)
Constante	-12,022	-0,979 (0,337)
R – carré / R – carrée ajusté	0,681 / 0,566	
Test de Fisher	5,924 (0,000)	
Test de normalité de Jarque Bera	2,470 (0,290)	
Test de non autocorrélation de Breusch Godfrey	[1] 0,912 (0,349)	[2] 1,016 (0,377)
Test d'homocédasticité ARCH	[1] 0,650 (0,425)	[2] 0,570 (0,571)
Test de spécification de Ramsey	[1] 0,525 (0,476)	[2] 0,348 (0,709)

Figure B3. Résultats du test de CUSUM et du CUSUM carré (Cameroun)

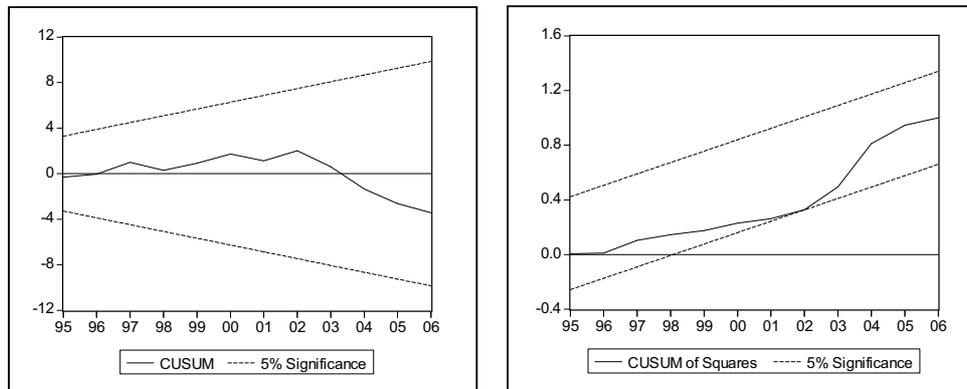


Congo (Rép. du)

Tableau B4. Résultats de l'estimation du model de la balance commerciale réelle pour le Congo
(Rép. du) Variable dépendante : $\Delta \ln(B_t^r) = \Delta \ln(X_t/M_t)$

Variabiles explicatives	Coefficients	Test de Student
$\ln(X_{t-1} / M_{t-1})$	-1,464	-6,681 (0,000)
$\ln(Y_{t-1})$	1,189	4,466 (0,000)
$\ln(Z_{t-1})$	9,172	2,790 (0,010)
$\ln(E_{t-1})$	0,134	1,205 (0,241)
$\Delta \ln(X_{t-1} / M_{t-1})$	0,408	2,656 (0,014)
$\Delta \ln(Y_t)$	1,242	2,692 (0,013)
$\Delta \ln(Z_t)$	6,794	2,393 (0,025)
$\Delta \ln(Z_{t-1})$	-0,303	-0,116 (0,909)
$\Delta \ln(E_t)$	-0,037	-0,278 (0,784)
DT1994	0,076	3,249 (0,004)
Trend	-0,306	-2,743 (0,012)
Constante	-302,550	-2,955 (0,007)
R – carré / R – carrée ajusté	0,764 / 0,652	
Test de Fisher	6,787 (0,000)	
Test de normalité de Jarque Bera	0,805 (0,668)	
Test de non autocorrélation de Breusch Godfrey	[1] 0,364 (0,552)	[2] 0,471 (0,630)
Test d'homoscédasticité ARCH	[1] 1,961 (0,171)	[2] 1,497 (0,239)
Test de spécification de Ramsey	[1] 0,348 (0,560)	[2] 0,261 (0,772)

Figure B4. Résultats du test de CUSUM et du CUSUM carré (Congo (Rép. du))

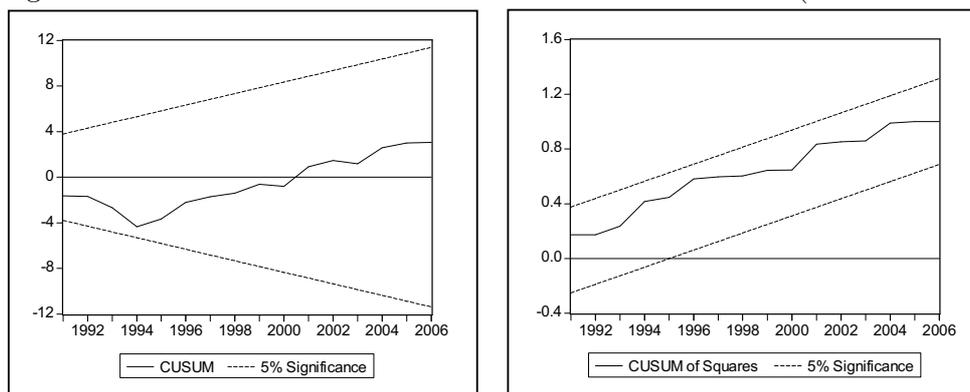


Côte d'Ivoire

Tableau B5. Résultats de l'estimation du model de la balance commerciale réelle pour le Côte d'Ivoire Variable dépendante : $\Delta \ln(B_t^r) = \Delta \ln(X_t/M_t)$

Variables explicatives	Coefficients	Test de Student
$\ln(X_{t-1} / M_{t-1})$	-0,591	-4,289 (0,000)
$\ln(Y_{t-1})$	-0,903	-2,384 (0,025)
$\ln(Z_{t-1})$	1,111	2,855 (0,008)
$\ln(E_{t-1})$	0,008	0,139 (0,891)
$\Delta \ln(X_{t-1} / M_{t-1})$	0,413	3,064 (0,005)
$\Delta \ln(Y_t)$	-2,094	-4,331 (0,000)
$\Delta \ln(E_t)$	-0,126	-1,624 (0,116)
DT1990	-0,022	-2,621 (0,015)
Constante	-13,275	-2,523 (0,018)
R – carré / R – carrée ajusté	0,660 / 0,556	
Test de Fisher	6,320 (0,000)	
Test de normalité de Jarque Bera	0,963 (0,617)	
Test de non autocorrélation de Breusch Godfrey	[1] 2,664 (0,115)	[2] 1,477 (0,248)
Test d'homoscédasticité ARCH	[1] 0,188 (0,666)	[2] 0,907 (0,414)
Test de spécification de Ramsey	[1] 0,000 (0,999)	[2] 0,640 (0,535)

Figure B5. Résultats du test de CUSUM et du CUSUM carré (Côte d'Ivoire)



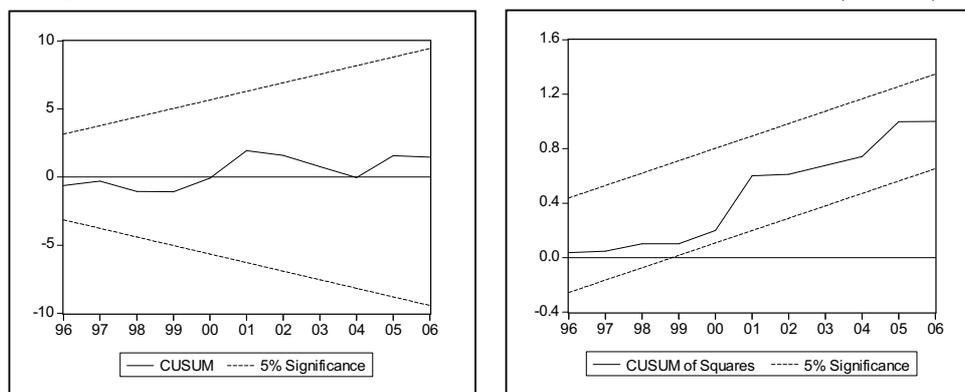
Gabon

Tableau B6. Résultats de l'estimation du model de la balance commerciale réelle pour le Gabon

Variable dépendante : $\Delta \ln(B_t^r) = \Delta \ln(X_t/M_t)$

Variables explicatives	Coefficients	Test de Student
$\ln(X_{t-1} / M_{t-1})$	-1,332	-6,258 (0,000)
$\ln(Y_{t-1})$	-0,449	-2,856 (0,010)
$\ln(Z_{t-1})$	0,659	0,275 (0,786)
$\ln(E_{t-1})$	-0,215	-2,088 (0,051)
$\Delta \ln(X_{t-1} / M_{t-1})$	0,084	0,554 (0,586)
$\Delta \ln(Y_t)$	-0,543	-2,698 (0,014)
$\Delta \ln(Z_t)$	5,105	2,329 (0,031)
$\Delta \ln(Z_{t-1})$	2,924	1,441 (0,166)
$\Delta \ln(E_t)$	-0,326	-2,937 (0,009)
$\Delta \ln(E_{t-1})$	-0,067	-0,683 (0,503)
DU1986	-0,276	-2,257 (0,036)
DT1986	0,223	5,797 (0,000)
DU1994	0,436	3,100 (0,006)
DT1994	-0,228	-6,243 (0,000)
Trend	-0,047	-0,613 (0,547)
Constante	-8,813	-0,122 (0,904)
R – carré / R – carrée ajusté	0,848 / 0,729	
Test de Fisher	7,085 (0,000)	
Test de normalité de Jarque Bera	0,614 (0,735)	
Test de non autocorrélation de Breusch Godfrey	[1] 1,838 (0,191)	[2] 2,402 (0,120)
Test d'homoscédasticité ARCH	[1] 1,173 (0,286)	[2] 2,362 (0,111)
Test de spécification de Ramsey	[1] 0,245 (0,626)	[2] 2,373(0,123)

Figure B6. Résultats du test de CUSUM et du CUSUM carré (Gabon)



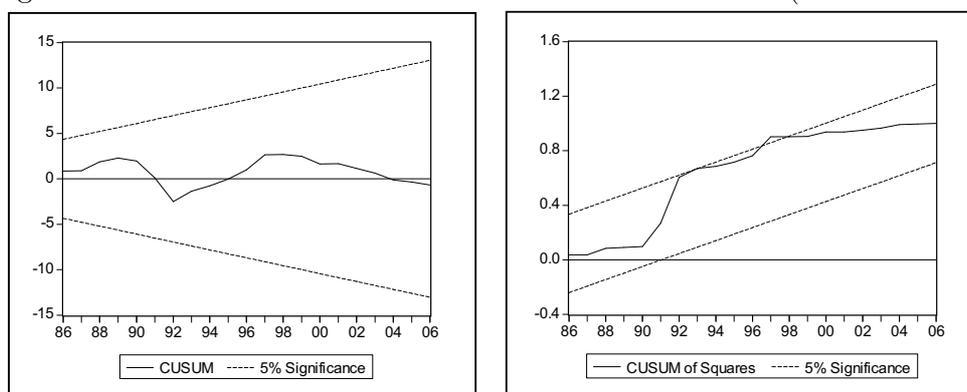
Guinée Bissau

Tableau B7. Résultats de l'estimation du model de la balance commerciale réelle pour le Guinée

Bissau Variable dépendante : $\Delta \ln(B_t^r) = \Delta \ln(X_t/M_t)$

Variables explicatives	Coefficients	Test de Student
$\ln(X_{t-1} / M_{t-1})$	-1,267	-6,230 (0,000)
$\ln(Y_{t-1})$	-0,130	-0,197 (0,846)
$\ln(Z_{t-1})$	-5,913	-1,751 (0,093)
$\ln(E_{t-1})$	0,166	2,018 (0,055)
$\Delta \ln(X_{t-1} / M_{t-1})$	0,268	1,821 (0,081)
$\Delta \ln(E_{t-1})$	-0,425	-2,146 (0,042)
DU1980	0,374	1,249 (0,224)
DT1980	-0,611	-4,643 (0,000)
DT1985	0,442	4,237 (0,000)
Trend	0,419	2,971 (0,007)
Constante	176,830	1,710 (0,100)
R – carré / R – carrée ajusté	0,676 / 0,540	
Test de Fisher	4,998 (0,001)	
Test de normalité de Jarque Bera	35,514 (0,000)	
Test de non autocorrélation de Breusch Godfrey	[1] 0,035 (0,853)	[2] 0,078 (0,924)
Test d'homoscédasticité ARCH	[1] 0,366 (0,549)	[2] 0,197 (0,821)
Test de spécification de Ramsey	[1] 0,036 (0,850)	[2] 0,502 (0,612)

Figure B7. Résultats du test de CUSUM et du CUSUM carré (Guinée Bissau)



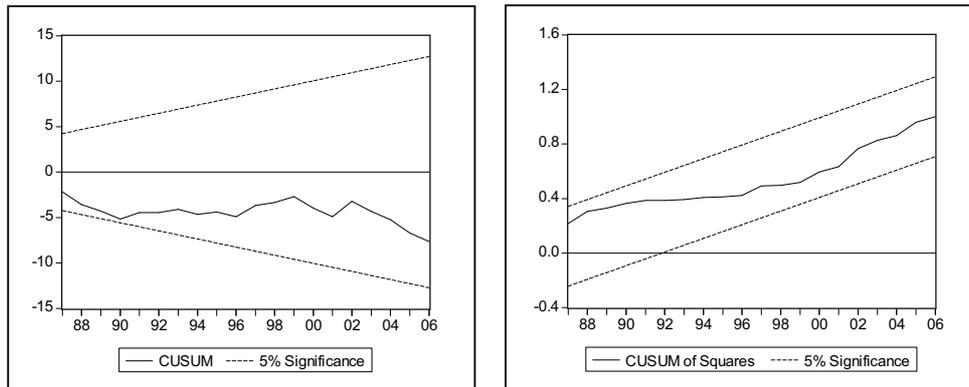
Mali

Tableau B8. Résultats de l'estimation du model de la balance commerciale réelle pour le Mali

Variable dépendante : $\Delta \ln(B_t^r) = \Delta \ln(X_t/M_t)$

Variables explicatives	Coefficients	Test de Student
$\ln(X_{t-1} / M_{t-1})$	-1,735	-7,367 (0,000)
$\ln(Y_{t-1})$	0,738	2,235 (0,035)
$\ln(Z_{t-1})$	-0,661	-1,380 (0,180)
$\ln(E_{t-1})$	0,257	3,388 (0,002)
$\Delta \ln(X_{t-1} / M_{t-1})$	0,436	3,049 (0,005)
$\Delta \ln(Z_t)$	2,293	1,496 (0,147)
$\Delta \ln(E_t)$	0,172	2,195 (0,038)
DU1985	-0,316	-2,780 (0,010)
DT1985	0,050	4,728 (0,000)
Constante	1,745	0,188 (0,852)
R – carré / R – carré ajusté	0,754 / 0,665	
Test de Fisher	8,505 (0,000)	
Test de normalité de Jarque Bera	1,135 (0,566)	
Test de non autocorrélation de Breusch Godfrey	[1] 0,638 (0,432)	[2] 1,836 (0,181)
Test d'homoscédasticité ARCH	[1] 0,026 (0,872)	[2] 0,060 (0,942)
Test de spécification de Ramsey	[1] 0,844 (0,367)	[2] 0,496 (0,615)

Figure B8. Résultats du test de CUSUM et du CUSUM carré (Mali)



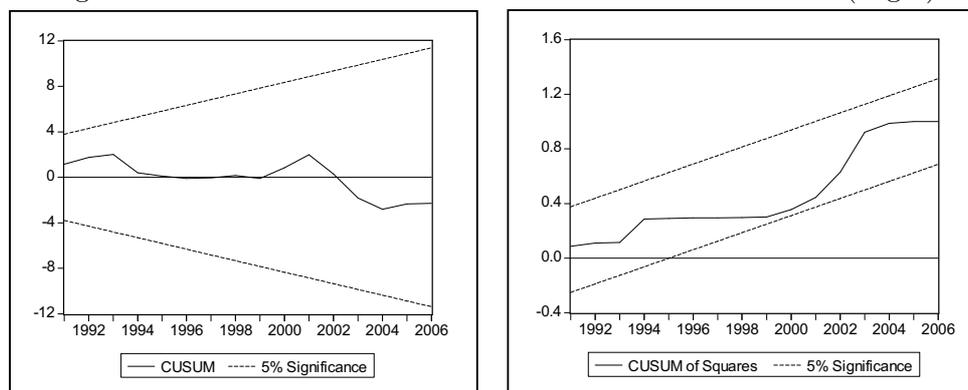
Niger

Tableau B9. Résultats de l'estimation du model de la balance commerciale réelle pour le Niger

Variable dépendante : $\Delta \ln(B_t^r) = \Delta \ln(X_t/M_t)$

Variabiles explicatives	Coefficients	Test de Student
$\ln(X_{t-1} / M_{t-1})$	-0,782	-4,545 (0,000)
$\ln(Y_{t-1})$	-0,157	-0,544 (0,591)
$\ln(Z_{t-1})$	-2,956	-1,638 (0,114)
$\ln(E_{t-1})$	-0,076	-0,937 (0,358)
$\Delta \ln(Y_{t-1})$	0,745	2,092 (0,047)
$\Delta \ln(Z_{t-1})$	-1,973	-0,904 (0,374)
$\Delta \ln(E_t)$	-0,233	-2,188 (0,038)
DT1990	-0,035	-2,787 (0,010)
Trend	0,111	1,844 (0,077)
Constante	92,232	1,683 (0,105)
R – carré / R – carré ajusté	0,734 / 0,638	
Test de Fisher	7,653 (0,000)	
Test de normalité de Jarque Bera	1,905 (0,385)	
Test de non autocorrélation de Breusch Godfrey	[1] 0,066 (0,798)	[2] 0,186 (0,831)
Test d'homoscédasticité ARCH	[1] 0,844 (0,365)	[2] 0,472 (0,627)
Test de spécification de Ramsey	[1] 0,022 (0,880)	[2] 0,221 (0,802)

Figure B9. Résultats du test de CUSUM et du CUSUM carré (Niger)



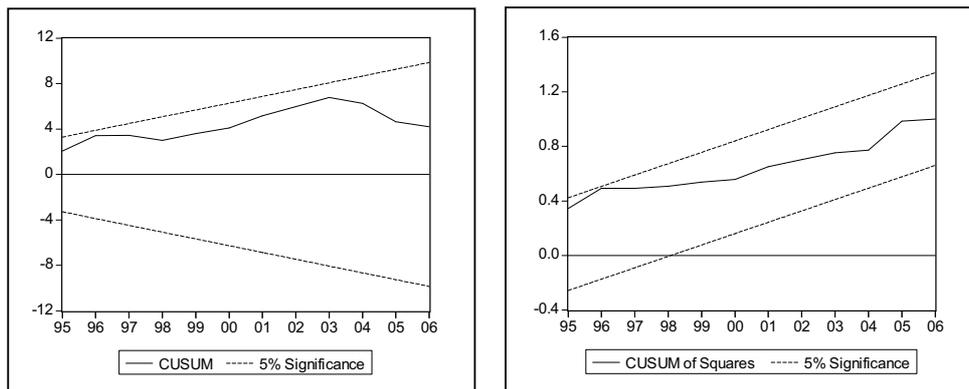
Rép. Centrafricaine

Tableau B10. Résultats de l'estimation du model de la balance commerciale réelle pour le Rép.

Centrafricaine Variable dépendante : $\Delta \ln(B_t^r) = \Delta \ln(X_t/M_t)$

Variables explicatives	Coefficients	Test de Student
$\ln(X_{t-1} / M_{t-1})$	-0,914	-5,425 (0,000)
$\ln(Y_{t-1})$	0,459	1,370 (0,181)
$\ln(Z_{t-1})$	-0,474	-2,936 (0,007)
$\ln(E_{t-1})$	0,100	1,399 (0,173)
$\Delta \ln(Z_t)$	2,381	2,123 (0,043)
$\Delta \ln(E_t)$	0,256	3,364 (0,002)
DU1994	0,196	1,991 (0,056)
Constante	4,074	0,877 (0,388)
R – carré / R – carrée ajusté	0,698 / 0,623	
Test de Fisher	9,262 (0,000)	
Test de normalité de Jarque Bera	0,106 (0,948)	
Test de non autocorrélation de Breusch Godfrey	[1] 0,729 (0,400)	[2] 0,769 (0,473)
Test d'homoscédasticité ARCH	[1] 0,390 (0,536)	[2] 0,300 (0,742)
Test de spécification de Ramsey	[1] 0,200 (0,657)	[2] 1,542 (0,232)

Figure B10. Résultats du test de CUSUM et du CUSUM carré (Rép. Centrafricaine)

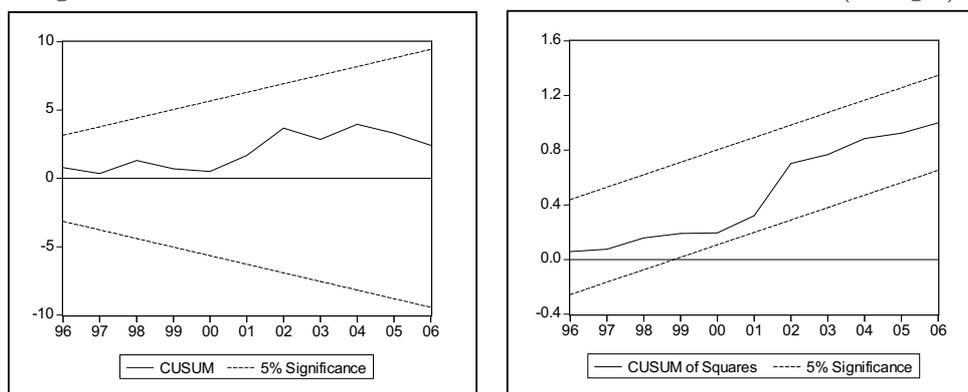


Sénégal

Tableau B11. Résultats de l'estimation du model de la balance commerciale réelle pour le Sénégal Variable dépendante : $\Delta \ln(B_t^r) = \Delta \ln(X_t/M_t)$

Variables explicatives	Coefficients	Test de Student
$\ln(X_{t-1} / M_{t-1})$	-0,747	-4,831 (0,000)
$\ln(Y_{t-1})$	0,968	1,916 (0,066)
$\ln(Z_{t-1})$	-1,071	-2,927 (0,007)
$\ln(E_{t-1})$	0,027	0,510 (0,614)
$\Delta \ln(Y_t)$	1,262	2,963 (0,006)
$\Delta \ln(E_t)$	0,084	1,272 (0,214)
DU1994	0,312	3,725 (0,001)
DT1994	-0,035	-2,689 (0,012)
Constante	11,253	3,393 (0,002)
R – carré / R – carré ajusté	0,735 / 0,657	
Test de Fisher	9,370 (0,000)	
Test de normalité de Jarque Bera	1,024 (0,599)	
Test de non autocorrélation de Breusch Godfrey	[1] 0,227 (0,637)	[2] 1,190 (0,320)
Test d'homoscédasticité ARCH	[1] 0,457 (0,503)	[2] 0,716 (0,496)
Test de spécification de Ramsey	[1] 0,849 (0,365)	[2] 0,568 (0,573)

Figure B11. Résultats du test de CUSUM et du CUSUM carré (Sénégal)



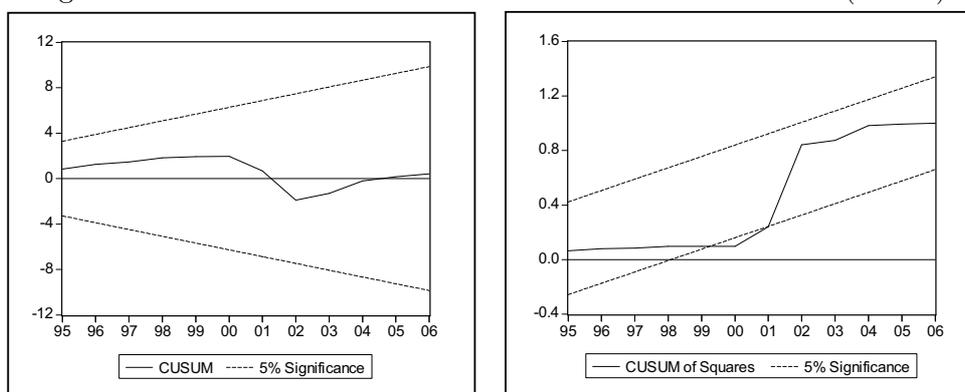
Tchad

Tableau B12. Résultats de l'estimation du model de la balance commerciale réelle pour le Tchad

Variable dépendante : $\Delta \ln(B_t^r) = \Delta \ln(X_t/M_t)$

Variabes explicatives	Coefficients	Test de Student
$\ln(X_{t-1} / M_{t-1})$	-0,521	-4,105 (0,000)
$\ln(Y_{t-1})$	-1,164	-2,413 (0,024)
$\ln(Z_{t-1})$	-6,799	-1,962 (0,061)
$\ln(E_{t-1})$	-1,243	-5,210 (0,000)
$\Delta \ln(Y_{t-1})$	1,088	1,739 (0,095)
$\Delta \ln(Z_t)$	8,901	2,216 (0,036)
$\Delta \ln(E_t)$	-0,755	-3,106 (0,005)
$\Delta \ln(E_{t-1})$	0,311	1,629 (0,116)
DU1994	0,628	2,832 (0,009)
Trend	0,294	2,590 (0,016)
Constante	233,041	2,184 (0,039)
R – carré / R – carré ajusté	0,669 / 0,531	
Test de Fisher	4,853 (0,001)	
Test de normalité de Jarque Bera	11,010 (0,004)	
Test de non autocorrélation de Breusch Godfrey	[1] 0,484 (0,493)	[2] 2,321 (0,121)
Test d'homoscédasticité ARCH	[1] 0,000 (0,998)	[2] 0,081 (0,921)
Test de spécification de Ramsey	[1] 0,241 (0,627)	[2] 1,290 (0,295)

Figure B12. Résultats du test de CUSUM et du CUSUM carré (Tchad)



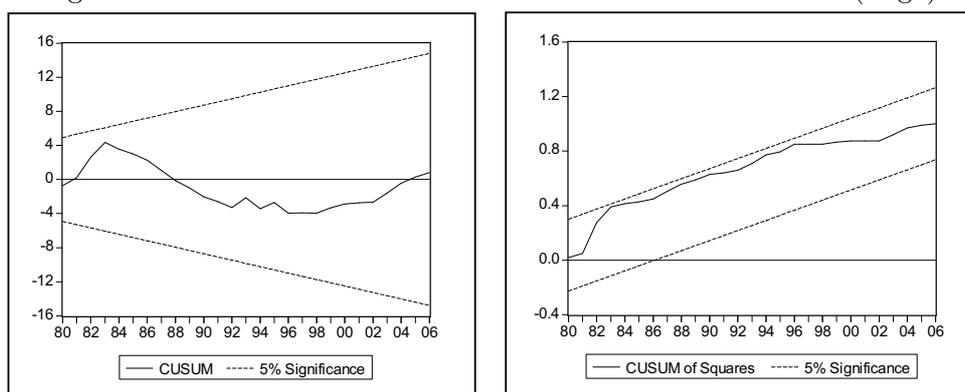
Togo

Tableau B13. Résultats de l'estimation du model de la balance commerciale réelle pour le Togo

Variable dépendante : $\Delta \ln(B_t^r) = \Delta \ln(X_t/M_t)$

Variables explicatives	Coefficients	Test de Student
$\ln(X_{t-1} / M_{t-1})$	-0,652	-6,470 (0,000)
$\ln(Y_{t-1})$	-0,565	-1,714 (0,098)
$\ln(Z_{t-1})$	-0,759	-0,430 (0,671)
$\ln(E_{t-1})$	-0,063	-0,816 (0,421)
$\Delta \ln(Z_t)$	-5,009	-2,859 (0,008)
$\Delta \ln(E_t)$	0,108	1,177 (0,250)
DT1977	0,136	5,279 (0,000)
Trend	-0,093	-1,347 (0,189)
Constante	35,282	0,670 (0,508)
R – carré / R – carrée ajusté	0,735 / 0,657	
Test de Fisher	9,371 (0,000)	
Test de normalité de Jarque Bera	0,705 (0,702)	
Test de non autocorrélation de Breusch Godfrey	[1] 1,319 (0,261)	[2] 0,722 (0,495)
Test d'homoscédasticité ARCH	[1] 0,023 (0,878)	[2] 0,062 (0,939)
Test de spécification de Ramsey	[1] 0,314 (0,579)	[2] 0,548 (0,585)

Figure B13. Résultats du test de CUSUM et du CUSUM carré (Togo)



Annexe C : Résultats du test de cointégration de Pesaran et al. (2001)

Tableau C1. Résultats du test de cointégration de Pésaran et al.(2001)

Pays	$H0^1 : \beta_1 \geq 0$	$H0^2 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0$	Conclusion
Benin	-5,610**	8,064**	Cointégrées
Burkina Faso	-8,226**	21,466**	Cointégrées
Cameroun	-6,539**	11,613**	Cointégrées
Congo (Rép. du)	-6,680**	11,374**	Cointégrées
Côte d'Ivoire	-4,288**	5,489**	Cointégrées
Gabon	-6,257**	11,059**	Cointégrées
Guinée-Bissau	-6,230**	11,171**	Cointégrées
Mali	-7,366**	14,563**	Cointégrées
Niger	-4,545**	5,767**	Cointégrées
Rép. Centrafricaine	-5,424**	8,130**	Cointégrées
Sénégal	-4,830**	6,657**	Cointégrées
Tchad	-4,104**	9,868**	Cointégrées
Togo	-6,469**	11,532**	Cointégrées

Note : ** signifie la significativité (rejet de l'hypothèse nulle H0) à au moins 1%.

Tableau C2. Paramètres et estimation des élasticités de long terme

Pays	Paramètres de long terme				Elasticités de long terme		
	β_1 (B ^f)	β_2 (Y)	β_3 (Z)	β_4 (E)	$\theta = -\beta_3 / \beta_1$	$\lambda = -\beta_2 / \beta_1$	$\mu = -\beta_4 / \beta_1$
Benin	-1,06**	-0,06	-0,23	0,07	-0,22	-0,06	0,06
Burkina Faso	-1,72**	-2,63	1,25	-0,32**	0,73	-1,53	-0,19
Cameroun	-1,42**	0,18	0,23	0,17**	0,17	0,13	0,12
Congo (Rép. du)	-1,46**	1,19**	9,17*	0,13	6,26	0,81	0,09
Côte d'Ivoire	-0,59**	-0,90*	1,11**	0,01	1,88	-1,53	0,01
Gabon	-1,33**	-0,45*	0,66	-0,21*	0,50	-0,34	-0,16
Guinée Bissau	-1,27**	-0,13	-5,91	0,17	-4,67	-0,10	0,13
Mali	-1,73**	0,74*	-0,66	0,26**	-0,38	0,43	0,15
Niger	-0,78**	-0,16	-2,96	-0,08	-3,78	-0,20	-0,10
Rép. Centrafricaine	-0,91**	0,46	-0,47**	0,10	-0,52	0,50	0,11
Sénégal	-0,75**	0,97	-1,07**	0,03	-1,43	1,30	0,04
Tchad	-0,52**	-1,16*	-6,80	-1,24**	-13,04	-2,23	-2,38
Togo	-0,65**	-0,56	-0,76	-0,06	-1,16	-0,87	-0,10

Note : ** et * signifient respectivement la significativité (rejet de l'hypothèse nulle de non significativité des paramètres de long terme) à au moins 1% et 5%.

Annexe D : Test de l'effet de la détérioration du taux de change réel sur la balance commerciale nominale et réelle

Tableau D1. Test de l'effet de la détérioration du taux de change réel sur la balance commerciale nominale (test de $H_0^3 : \beta_1 + \beta_4 \geq 0$)

Pays	$\beta_1 + \beta_4$	$\sigma_{\beta_1 + \beta_4}$	$t = \beta_1 + \beta_4 / \sigma_{\beta_1 + \beta_4}$
Benin	-0,993*	0,181	-5,481
Burkina Faso	-2,044*	0,226	-9,045
Cameroun	-1,245*	0,202	-6,178
Congo (Rép. du)	-1,331*	0,241	-5,520
Côte d'Ivoire	-0,583*	0,156	-3,730
Gabon	-1,547*	0,235	-6,578
Guinée Bissau	-1,101*	0,217	-5,074
Mali	-1,478*	0,198	-7,481
Niger	-0,858*	0,201	-4,268
Rép. Centrafricaine	-0,815*	0,155	-5,272
Sénégal	-0,721*	0,149	-4,826
Tchad	-1,764*	0,289	-6,115
Togo	-0,715*	0,121	-5,927

Note : On ne rejette pas H_0^3 au seuil de 5% si la valeur de t est inférieure à 1,645 (quantile d'ordre 0,05 de la loi normale centrée réduite). * signifie qu'on ne rejette pas H_0^3 seuil de 5%.

Tableau D2. Test de l'effet de la détérioration du taux de change réel sur la balance commerciale réelle (test de $H_0^3 : \beta_4 \geq 0$)

Pays	β_4	σ_{β_4}	$t = \beta_4 / \sigma_{\beta_4}$
Benin	0,067*	0,061	1,112
Burkina Faso	-3,322*	0,084	-3,824
Cameroun	0,173	0,072	2,413
Congo (Rép. du)	0,134*	0,111	1,205
Côte d'Ivoire	0,008*	0,061	0,891
Gabon	-0,215*	0,103	-2,088
Guinée Bissau	0,166	0,082	2,018
Mali	0,257	0,076	3,388
Niger	-0,076*	0,081	-0,937
Rép. Centrafricaine	0,100*	0,071	1,399
Sénégal	0,027*	0,052	0,510
Tchad	-1,243*	0,239	-5,210
Togo	-0,063*	0,077	-0,816

Note : On ne rejette pas H_0^3 au seuil de 5% si la valeur de t est inférieure à 1,645 (quantile d'ordre 0,05 de la loi normale centrée réduite). * signifie qu'on ne rejette pas H_0^3 seuil de 5%.

Bibliographie

- [1] **Bahamani-Oskooee, M.**, 1998, « Cointegration approach to estimate the long-run trade elasticities in LDCs », *International Economic Journal*, 12 (3), 89 - 96.
- [2] **Bannerjee, A., Dolado, J. J., Galbraith, J. W., and Hendry, D. F.**, 1993, « Cointegration, error correction, and the econometric analysis of non-stationary data », Oxford University Press.
- [3] **Boyd, D., Caporale, M. G., and Smith, R.**, 2001, « Real Exchange Rate on the balance of trade : cointegration and the Marshall-Lerner Condition », *International Journal of Finance and Economic*, 6 : 187 - 200.
- [4] **Chassem, N. P.**, 2011, « Hypothèse de Thirlwall : cas des pays de la zone Franc », MPRA Paper No.29990, <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/29990/>.
- [5] **Drama, B. G. H., Shen, Y. and Amed, A.**, 2010, « The effects of real exchange rate on trade balance in Côte d'Ivoire : Evidence from the Cointégration Analysis and Error-Correction Models », MPRA Paper No.21810, <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/21810/>.
- [6] **Engle, R. F., and Granger, C. W. J.**, 1987, « Cointegration and error correction : representation, estimation and testing », *Econometrica*, 55, 251-276.
- [7] **Greene, H. G.**, 2003, « *Econometric Analysis* », Prentice Hall.
- [8] **Gomez, M. D. and Fogarolas, A. G.**, 2006, « Exchange rate policy and trade balance. A cointegration analysis of the Argentine experience since 1962 », MPRA Paper No.151, <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/151/>.
- [9] **Johansen, S.**, 1988, « Statistical Analysis of Cointegrating Vectors », *Journal of Economic dynamics and Control*, 231-254. Hall.
- [10] **Johansen, S. and Juselius, K.**, 1990, « Maximum likelihood estimation and inference on cointegration-with applications to the demand for money », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.

- [11] **Kwalingana, S. and Nkuna, O.**, 2009, « The determinants of current account imbalances in Malawi », MPRA Paper No.14694, <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/14694/>.
- [12] **Krugman, R. P., and Obstfeld, M.**, 2000, « Economie internationale », De Boeck Université.
- [13] **Mah, J. S.**, 2000, « An empirical examination of the disaggregated import demand of Korea - The case of information technology products », *Journal of Asian Economics*, 11, 237-244.
- [14] **Morel, L. and Perron, B.**, 2003, « Relation entre le taux de change et les exportations nettes : test de la condition de Marshall-Lerner pour le Canada », *L'actualité économique*, 79 (4), 481 - 502. (2), pp. 262-266.
- [15] **Oluhbenga, O.**, 2003, « Exchange rate and trade balance in East Asia : is there a J-curve? », *Economics Bulletin*.
- [16] **Pesaran, M. H., Shin, Y., and Smith, R. J.**, 2001, « Bound testing approaches to the analysis of level relationships », *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326.
- [17] **Tang, T. C., and Nair, M.**, 2002, « A cointegration analysis of Malaysian import demand function : Reassessment from the bounds test », *Applied Economics Letters*, 9, 293-296.
- [18] **Tang, T. C.**, 2003, « Japanese aggregate import demand function : Reassessment from 'bound' testing approach », *Japan and the World Economy*, 15(4), 419-436.