



Munich Personal RePEc Archive

## **Thirlwall's hypothesis : the case of countries of the Franc Zone**

Chassem, Nacisse Palissy

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

31 March 2011

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/29990/>  
MPRA Paper No. 29990, posted 31 Mar 2011 13:22 UTC

# Hypothèse de Thirlwall : cas des pays de la zone Franc

Nacisse Palissy Chassem<sup>1</sup>

31 mars 2011

**Résumé** : Le but de cette étude est de tester l'hypothèse de Thirlwall (1979) pour les pays de la zone Franc. Selon cette hypothèse, dans une économie ouverte, la contrainte majeure à la demande est la balance des paiements. Par conséquent, le revenu par tête d'un pays ne peut croître indéfiniment à un taux supérieur à celui compatible avec sa balance des paiements. La zone Franc comprend 15 pays donc 6 pays de la Communauté Economique et Monétaire de l'Afrique Centrale (CEMAC), 8 pays de l'Union Economique et Monétaire de Ouest Africaine (UEMOA) et les Comores, ayant en commun la fixité de la parité de leur monnaie par rapport à l'euro. L'un des problèmes qui préoccupe la plupart de ces pays est le déficit du compte courant. En appliquant le test de cointégration aux bornes de Pesaran et al. (2001) aux données annuelles (1970 - 2006) des pays de la zone Franc, l'étude met en évidence deux principaux résultats. Premièrement, l'hypothèse de Thirlwall est vérifiée pour au moins 11 pays de la zone Franc. Ceci indique qu'à long terme, l'effet des flux de capitaux sur la croissance économique de ces pays, n'est pas significatif. Ce résultat pose la question de l'efficacité des déficits du compte courant enregistrés par ces pays. Deuxièmement, l'accroissement des exportations, l'appréciation du franc CFA par rapport au dollar US, la hausse de l'inflation domestique et la baisse de l'inflation étrangère, contribueraient à accélérer la croissance économique dans la zone Franc sans détériorer la balance des paiements. En outre, l'existence d'une relation positive entre la croissance économique et l'inflation domestique (courbe de Phillips) met en contradiction le critère de convergence relatif à la limitation du taux d'inflation à moins de 3% dans la CEMAC et l'UEMOA, et l'objectif d'accélération de la croissance économique nécessaire à l'atteinte des Objectifs du Millénaire pour le Développement dans ces deux communautés.

**Codes JEL** : C32, F43

**Mots clés** : Hypothèse de Thirlwall, Taux de croissance contraint par la balance des paiements, Test de cointégration aux bornes, Zone Franc

---

<sup>1</sup>Ingénieur 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

# 1 Introduction

Les théories néo-classiques supposent que la croissance économique est déterminée par l'offre des facteurs de production (capital et travail) et le progrès technique. A l'inverse, l'approche keynésienne de la croissance économique questionne l'exogénéité de l'offre des facteurs de production et suppose qu'ils sont suscités par la demande. Autrement dit, la demande est la principale source de la croissance économique selon cette approche. Dans cet ordre d'idée, Thirlwall (1979) postule que, dans une économie ouverte, la contrainte majeure à la demande est la balance des paiements. Par conséquent, le revenu par tête d'un pays ne peut croître indéfiniment à un taux supérieur à celui compatible avec sa balance des paiements. Il montre empiriquement, pour un échantillon de 18 pays développés, que le taux de croissance économique véritable est proche du taux de croissance économique contraint par la balance des paiements. Il conclut que, si un pays souhaite accélérer sa croissance économique, il doit avant tout lever la contrainte de la balance des paiements sur la demande. La raison est que l'accélération de la croissance économique pourrait à terme accroître le déficit du compte courant et ainsi, l'emprunt à l'étranger. Si les rendements de cet emprunt sont insuffisants pour couvrir les coûts, le pays est obligé de réduire aussitôt le déficit courant au lieu d'être confronté plus tard avec les difficultés de rembourser les prêteurs étrangers. Il en résulte aussitôt une réduction de l'accumulation du capital ainsi que du progrès technique, qui aboutit à long terme au ralentissement de la croissance économique.

Plusieurs chercheurs ont testé l'hypothèse de Thirlwall (1979) en comparant le taux de croissance économique véritable ( $y$ ) à celui contraint par la balance des paiements ( $y^*$ ). L'hypothèse de Thirlwall est vérifiée en cas d'égalité et on dit que  $y$  est tel que le compte courant soit équilibré à long terme. Par contre, en cas de différence entre  $y$  et  $y^*$ , l'hypothèse de Thirlwall est rejetée. On dit dans ce cas que les entrées et sorties de capitaux étrangers qui ont compensé le solde du compte courant ont contribué à dévier significativement  $y$  de  $y^*$ . Le test de l'hypothèse de Thirlwall peut donc s'interpréter simplement comme le test de l'effet sur la croissance économique des flux de capitaux entre pays.

Perraton (2003) examine l'hypothèse de Thirlwall sur un échantillon de 34 pays en développement et trouve qu'elle est vérifiée pour 19 pays (la majorité). Yongbok (2006) teste l'hypothèse de Thirlwall pour la Chine sur la période 1979 - 2002. Les résultats montrent que la croissance de la Chine sur la période considérée est compatible avec les prédictions de Thirlwall. Bashir et al. (2009) trouvent que sur la période 1950 - 2007, la croissance du PIB du Pakistan était compatible avec sa balance des paiements. Ozturk et Acaravci (2010) explorent le taux de croissance économique de l'Afrique du Sud sur la période 1984 - 2006 et trouvent qu'il est compatible avec l'hypothèse de Thirlwall.

L'objectif de cet article est de tester l'hypothèse de Thirlwall (1979) pour les pays

de la zone Franc. La zone Franc est composée de 15 pays dont 6 pays de la Communauté Economique et Monétaire de l'Afrique Centrale (CEMAC<sup>2</sup>), 8 pays de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africain (UEMOA<sup>3</sup>) et les Comores. Ces pays ont en commun la fixité de la parité de leur monnaie à l'euro. La plupart de ces pays ont cumulé des déficits courants ces dernières années. Les pays de la CEMAC et de l'UEMOA sont engagés dans un processus d'intégration sous-régionale depuis 1994 et doivent respecter à cet effet des critères dits de convergence nominale qui influencent plus ou moins le fonctionnement de leurs économies. Pour atteindre les Objectifs du Millénaire pour le Développement (ODMs) notamment celui de réduire la pauvreté monétaire de moitié à l'horizon 2015 par rapport à son niveau de 1990, la Banque Mondiale estime que ces pays doivent avoir un taux de croissance économique moyen annuel d'au moins 7%. La question triviale qui surgit est de savoir si cet objectif de croissance est soutenable par ces pays, surtout du point de vue de la balance des paiements. En outre, quel pourrait être l'effet du respect des critères de convergence sur l'atteinte de cet objectif? Pour apporter des aperçus de réponses à ces questions, la méthodologie utilisée consiste à estimer le taux de croissance économique contraint par la balance des paiements. Ceci se fera en appliquant le test de cointégration aux bornes de Pesaran et al.(2001) aux données des pays de la zone Franc sur la période 1970 - 2006<sup>4</sup>.

La suite de l'article est structurée comme suit : la section 2 présente le modèle, les données et la méthodologie. Les résultats empiriques sont exposés et analysés dans la section 3. Ils montrent que l'hypothèse de Thirlwall (1979) est vérifiée pour au moins 11 pays de la zone Franc. Ce résultat indique qu'à long terme, les flux de capitaux entre les pays n'ont pas d'effet significatif sur le taux de croissance économique de ces pays. La croissance des exportations, l'inflation domestique, l'appréciation du franc CFA par rapport au dollar US, et la désinflation étrangère pourraient booster la croissance économique dans la zone Franc sans détériorer la balance des paiements. La section 4 conclut.

## 2 Modèle, Données et Méthodologie

Dans cette section, nous présentons le modèle de croissance contraint par la balance des paiements ainsi que la méthode d'estimation. Elle est divisée en deux sous-sections. La première présente le modèle et les données alors que deuxième décrit la méthodologie d'estimation et présente les tests nécessaires.

---

<sup>2</sup>La CEMAC est composée de 6 pays : Cameroun, Congo (Rép.), Gabon, Guinée Equatoriale, République Centrafricaine, et Tchad.

<sup>3</sup>L'UEMOA est composée de 8 pays : Benin, Burkina Faso, Côte d'Ivoire, Guinée Bissau, Mali, Niger, Sénégal, et Togo.

<sup>4</sup>Pour des raisons liées à l'insuffisance des données, les Comores et la Guinée Equatoriale sont exclues de l'analyse.

## 2.1 Modèle et Données

Thirlwall(1979) considère les fonctions de demande d'exportations et d'importations stables du revenu et du taux de change réel suivantes :

$$X_t = A \left( \frac{P_{d,t}}{P_{f,t}E_t} \right)^\psi Z_t^\varepsilon \quad (1)$$

et

$$M_t = B \left( \frac{P_{f,t}E_t}{P_{d,t}} \right)^\eta Y_t^\pi \quad (2)$$

où  $X_t$  est le volume des exportations;  $P_{d,t}$  est le prix domestique des exportations;  $M_t$  est le volume des importations;  $P_{f,t}$  est le prix étranger des importations;  $E_t$  est le taux de change de la monnaie étrangère en monnaie locale. Les paramètres  $\varepsilon$  et  $\pi$  sont les élasticités-revenu des demandes respectivement d'exportations et d'importations. Ils sont les impacts multiplicatifs sur les exportations et les importations respectivement de toute variation unitaire, des revenus étranger et domestique.  $\varepsilon$  est d'autant élevé que les produits exportés par le pays sont à forte croissance de la demande étrangère. Par contre,  $\pi$  est d'autant élevé que le pays peut difficilement réduire, à court terme sa dépendance vis-à-vis de l'extérieur. En pareil cas, le pays subit fortement les effets défavorables de l'évolution du revenu domestique sur sa balance commerciale. Les paramètres  $\psi$  et  $\eta$  sont les élasticités-prix des demandes respectivement d'exportations et d'importations. Elles expriment l'impact multiplicatif sur la balance commerciale, de toute variation des prix relatifs ou de toute politique de modification du change nominal. De faibles valeurs des élasticités-prix traduisent un déficit de compétitivité-prix. Les élasticités-revenu  $\varepsilon$  et  $\pi$  sont supérieures à zéro et les élasticités-prix  $\psi$  et  $\eta$  sont inférieures à zéro.  $A$  et  $B$  sont constants positives. En prenant les taux de croissance des variables dans les équations (1) et (2), nous avons :

$$x_t = \psi(p_{d,t} - e_t - p_{f,t}) + \varepsilon z_t \quad (3)$$

et

$$m_t = \eta(p_{f,t} + e_t - p_{d,t}) + \pi y_t \quad (4)$$

où  $x_t$ ,  $m_t$ ,  $p_{d,t}$  (l'inflation domestique),  $p_{f,t}$  (l'inflation étrangère),  $e_t$  (la croissance du taux de change nominal),  $y_t$  et  $z_t$  sont les taux de croissance respectivement des variables  $X_t$ ,  $M_t$ ,  $P_{d,t}$ ,  $P_{f,t}$ ,  $E_t$ ,  $Y_t$  et  $Z_t$ .  $p_f + e - p_d$  représente la croissance du taux de change réel.

Considérons maintenant l'équilibre de la balance des paiements telle que présentée dans Thirlwall et Hussain (1982) :

$$P_{d,t}X_t + K_t = (P_{f,t}E_t)M_t \quad (5)$$

où  $K_t$  est la valeur nominale des flux de capitaux en monnaie locale destinée à équilibrer le solde du compte courant.  $K_t > 0$  mesure l'afflux de capitaux destinés à financer le déficit du compte courant ( $P_{d,t}X_t - (P_{f,t}E_t)M_t$ ), et  $K_t < 0$  mesure la sortie de capitaux. Par construction, il n'y a pas de transferts, ni de revenus du travail ou du capital.

Prenant les taux de croissance des variables dans l'équation (5), nous avons :

$$\theta_X(p_{d,t} + x_t) + \theta_K k_t = p_{f,t} + e_t + m_t \quad (6)$$

où  $\theta_X$  et  $\theta_K$  sont les parts de la valeur des importations financées respectivement par la valeur des exportations ( $P_{d,t}X_t$ ) et les flux de capitaux ( $K_t$ ), et  $\theta_X + \theta_K = 1$ .  $k_t$  est le taux de croissance de  $K_t$ . En substituant les équations (3) et (4) dans l'équation (6), nous avons la formule suivante du taux de croissance économique :

$$y_t = \frac{\theta_X \varepsilon z_t - (1 + \theta_X \psi + \eta)(p_{f,t} + e_t - p_{d,t}) + \theta_K(k_t - p_{d,t})}{\pi} \quad (7)$$

S'il n'y a aucun flux de capitaux c'est-à-dire le compte courant est équilibré,  $\theta_K \approx 0$  et  $\theta_X \approx 1$  et on a le taux de croissance contraint par la balance des paiements :

$$y_t^* = \frac{\varepsilon z_t - (1 + \eta + \psi)(p_{f,t} + e_t - p_{d,t})}{\pi} \quad (8)$$

ou

$$y_t^* = \frac{x_t - (1 + \eta)(p_{f,t} + e_t - p_{d,t})}{\pi} \quad (9)$$

Si le taux de croissance des exportations peut approximer le taux de croissance de la demande extérieure ou s'il est difficile de dériver une estimation robuste de l'élasticité-revenu de la demande d'exportations, la formule (9) peut être utilisée (Perraton, 2003) pour calculer  $y^*$ . Bairam (1997) affirme même que la formule (9) est plus appropriée pour les études empiriques que la formule (8), étant donné que l'hypothèse de Thirlwall concerne le long terme et que l'élasticité-revenu des exportations est susceptible de varier dans le temps au fur et à mesure que l'économie progresse, alors que celui des importations est relativement constant dans le long terme. Pour ces raisons, nous allons utiliser la formule (9) dans cette étude pour le calcul du taux de croissance contraint par la balance des paiements.

Rappelons que  $\pi > 0$  et  $\eta < 0$ . Ainsi, l'équation (9) montre que :

- l'accroissement des exportations rehausse  $y^*$  ;
- l'inflation étrangère ( $p_f > 0$ ) abaisse  $y^*$  si  $|\eta| < 1$  ;
- la dévaluation de la monnaie domestique ( $e > 0$ ) abaisse  $y^*$  si  $|\eta| < 1$  ;
- l'inflation domestique ( $p_d > 0$ ) rehausse  $y^*$  si  $|\eta| < 1$  ;
- la dépréciation du taux de change réel ( $p_f + e - p_d > 0$ ) abaisse  $y^*$  si  $|\eta| < 1$  ;

Pour l'estimer les élasticités  $\pi$  et  $\eta$ , nous considérons l'équation suivante obtenue par

transformation logarithme de l'équation (2) :

$$\ln(M_t) = \pi \ln(Y_t) + \eta \ln\left(\frac{P_{f,t}E_t}{P_{d,t}}\right) + \ln(A) \quad (10)$$

où  $\ln(\cdot)$  représente le logarithme népérien.

Les variables  $M$  et  $Y$  sont approchées respectivement par les importations de biens et services et le PIB national tous à prix constant de l'an 2000.  $P_f$  et  $P_d$  sont les déflateurs respectivement des PIBs national et mondial.  $E$  est le taux de change nominal (prix du dollar US en monnaie domestique).

Les données sont des séries annuelles et proviennent toutes de la base de données de la Banque Mondiale : World Development Indicator (2008).

L'équation (10) sera estimée suivant l'approche du test de cointégration aux bornes 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 que 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 (10), requiert l'estimation du Modèle à Correction d'Erreur Non restreint (UECM) suivant :

$$\begin{aligned} \Delta \ln(M_t) = & \beta_1 \ln(M_{t-1}) + \beta_2 \ln(Y_t) + \beta_3 \ln(P_{f,t}E_t/P_{d,t}) + \\ & + \sum \beta_{4i} \Delta \ln(M_{t-i}) + \sum \beta_{5i} \Delta \ln(P_{f,t-i}E_{t-i}/P_{d,t-i}) \\ & + \sum \beta_{6i} \Delta \ln(Y_{t-i}) + \beta_7 DR + \beta_8 Trend + \beta_9 + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (11)$$

où  $\Delta$  est l'opérateur de différence première ;  $DR$  est le vecteur des variables dummies ou de rupture de constante et de tendance ;  $\varepsilon_t$  est le terme d'erreur supposé indépendant et identiquement distribué. Les  $\beta$  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 (10) ou

(11), et les effets de court terme. Si  $\beta_1 \neq 0$ , l'équation (11) peut s'écrire comme suit :

$$\begin{aligned} \Delta \ln(M_t) = & \beta_1 \{ \ln(M_{t-1}) - \rho \ln(Y_t) - \varphi \ln(P_{f,t}E_t/P_{d,t}) \} + \\ & + \sum \beta_{4i} \Delta \ln(M_{t-i}) + \sum \beta_{5i} \Delta \ln(P_{f,t-i}E_{t-i}/P_{d,t-i}) \\ & + \sum \beta_{6i} \Delta \ln(Y_{t-i}) + \beta_7 DR + \beta_8 Trend + \beta_9 + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (12)$$

En faisant le premier terme de droite de l'équation (12) égale à zéro, nous obtenons la relation de long terme entre les variables  $\ln(M_t)$ ,  $\ln(P_{f,t}E_t/P_{d,t})$  et  $\ln(Y_t)$ , et  $\rho = -(\beta_2/\beta_1)$  et  $\varphi = -(\beta_3/\beta_1)$  sont appelés paramètres de long terme,  $\beta_4$ ,  $\beta_5$  et  $\beta_6$  sont les paramètres de court terme (Barnerjee et al. 1993 ; Tang 2003).  $\rho$  estime  $\pi$  et  $\varphi$  estime  $\eta$ .

Le UECM est valide si et seulement si  $\beta_1 < 0$ . Ainsi, si à l'année  $t$ ,  $\ln(M_t)$  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 (12) est dite instable (Greene 2003). Pour tester la validité du UECM (11), 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 (11) est valide et la prochaine étape est de tester l'existence d'une relation d'équilibre de long terme entre les variables  $\ln(M_t)$ ,  $\ln(P_{f,t}E_t/P_{d,t})$  et  $\ln(Y_t)$ . Pour cela, nous formulons l'hypothèse nulle :

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

contre l'hypothèse alternative :

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

Si  $H0^2$  est rejetée, alors il existe une relation d'équilibre de long terme entre  $\ln(M_t)$ ,  $\ln(P_{f,t}E_t/P_{d,t})$  et  $\ln(Y_t)$ .

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 Wald/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 supérieur au cas où toutes les variables sont  $I(1)$ . Si la valeur de la statistique de Student ou de Wald/Fisher est plus grande que la borne supérieure alors, l'hypothèse nulle est rejetée. Si la valeur de la statistique de Student ou de Wald/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 Wald/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).

### 3 Résultats Empiriques

Cette section présente et discute les résultats des estimations empiriques. Elle est divisée en deux sous-sections. La première est consacrée au test de cointégration de Pesaran et al. (2001) qui débouche sur l'estimation des élasticités-revenu et prix de long terme. La deuxième est consacrée au test de l'hypothèse de Thirlwall.

#### 3.1 Test de cointégration de Pesaran et al. (2001)

L'implémentation du test de cointégration de Pesaran et al. (2001) est conditionnée par l'ordre d'intégration des séries analysées. Celles-ci doivent être intégrées d'ordre zéro ou un.

Les tests de la racine unitaire ADF (Augmented Dickey Fuller) et de Kapetanios sont utilisés pour tester la stationnarité des séries. Les résultats de ces tests, pour chaque pays, sont rapportés dans les tableaux A1 et A2 en annexe A. Ils montrent que toutes les séries analysées sont stationnaires à niveau ou en différence première. Par conséquent, pour chacun des pays, les variables d'analyse sont intégrées d'ordre zéro ou un. Le test de cointégration de Pesaran et al. (2001) se fait dans le cadre de l'estimation d'un UECM. L'annexe B rapporte, pour chaque pays, les résultats des estimations par la méthode des moindres carrés ordinaires, du UECM de la demande d'importations. Les tests de normalité de Jarque-Bera, non autocorrélation de Breusch-Godfred, et homoscédasticité de type ARCH montrent respectivement que les résidus de chaque UECM estimé peuvent être considérés à 5% distribués suivant la loi normale, non autocorrélés jusqu'à l'ordre deux et homoscédastiques au premier et second ordre. Les tests de spécification (RESET) de Ramsey d'ordre un et deux montre qu'à au moins 5%, les UECMs estimés sont bien spécifiés. Les tests du CUSUM et du CUSUM carré assurent graphiquement que les coefficients des UECMs estimés sont stables.

Les résultats du test de cointégration aux bornes de Pesaran et al. sont consignés dans le tableau C1 en annexe C. Ils indiquent qu'à moins de 5%, il existe une relation stable de cointégration de long terme entre la demande d'importations, le PIB réel national et le taux de change réel pour chaque pays analysé.

Le calcul des élasticités-revenu et prix de long terme de la demande d'importations se

fait à partir des paramètres de long terme  $\beta_1$ ,  $\beta_2$  et  $\beta_3$  significatifs à au moins 5%. Les élasticités calculées sont consignées dans le tableau 1 ci-dessous. On remarque qu'elles ont toutes les signes prévus par la théorie. On remarque aussi que les valeurs absolues des élasticités-prix des demandes d'importations sont inférieures à un. Ainsi, la hausse de l'inflation domestique, l'appréciation du franc CFA par rapport au dollar US et la désinflation étrangère rehaussent, toutes choses égales par ailleurs, le taux de croissance économique contraint par la balance des paiements des pays analysés.

Tableau 1 – Elasticités de long terme de la demande d'importations

Pays	Paramètres de long terme			Elasticités de long terme	
	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	Revenu ( $-\beta_2/\beta_1$ )	Prix ( $-\beta_3/\beta_1$ )
Benin	-0,592**	0,952**	-0,326**	1,61	-0,55
Burkina Faso	-0,915**	1,334**	-0,101*	1,46	-0,11
Cameroun	-0,901**	0,983**	0,03	1,09	<i>n.s.</i>
Congo (Rép. du)	-0,750**	0,600**	0,171	0,80	<i>n.s.</i>
Côte d'Ivoire	-0,639**	1,101**	0,006	1,72	<i>n.s.</i>
Gabon	-0,381*	0,112	-0,123	<i>n.s.</i>	<i>n.s.</i>
Guinée-Bissau	-1,076**	-1,012	0,012	<i>n.s.</i>	<i>n.s.</i>
Mali	-0,738**	0,555**	0,093	0,75	<i>n.s.</i>
Niger	-0,558**	0,530*	-0,168*	0,95	-0,30
Rép. Centrafricaine	-1,903**	1,497**	0,109	0,79	<i>n.s.</i>
Sénégal	-1,160**	0,559**	0,043	0,47	<i>n.s.</i>
Tchad	-1,013**	1,762**	0,068	1,74	<i>n.s.</i>
Togo	-0,791**	1,249**	-0,051	1,58	<i>n.s.</i>

Note : \*\* et \* indiquent la significativité respectivement à 1% et 5%. *n.s.* indique que les paramètres qui servent à calculer l'élasticité ne sont pas tous significatifs à 5%

Source : estimations de l'auteur à partir des données du WDI 2008

S'agissant de l'élasticité-revenu de long terme, on note une très forte variation entre les pays. Elle est faible au Sénégal (0,47) mais relativement très élevée au Tchad (1,74), en Côte d'Ivoire (1,72) et au Benin (1,61). On constate également avec surprise qu'à long terme, la demande d'importations de long terme du Gabon et de la Guinée-Bissau ne dépend pas significativement du PIB national. Pour cette raison, il n'est pas possible de calcul  $y^*$  et donc de tester l'hypothèse de Thirlwall pour ces deux pays.

### 3.2 Test de l'hypothèse de Thirlwall

L'hypothèse de Thirlwall est vérifiée lorsque le taux de croissance sous la contrainte de la balance des paiements  $y^*$  est égal au taux de croissance véritable  $y$ . McCombie et Thirlwall

(1994) proposent de tester cette hypothèse en régressant  $y^*$  sur  $y$  suivant le modèle  $y^* = a + by + \varepsilon$ , et en testant l'hypothèse  $H0^1 : a = 0$  et  $b = 1$  à l'aide de la statistique de test de Wald. L'hypothèse de Thirlwall est dite vérifiée si  $H0$  est acceptée. Dans le cas contraire, c'est-à-dire si  $H0$  est rejetée, alors l'hypothèse de Thirlwall n'est pas vérifiée. Yongbok (2006) propose de tester  $H0^2 : y^* = y$  en utilisant la statistique de test de Student.

Les tableaux D1 et D2 en annexe D rapportent respectivement les résultats des tests de Wald de  $H0^1$  et de Student de  $H0^2$ . L'analyse des résultats montre que les deux tests sont cohérents et attestent que l'hypothèse de Thirlwall est vérifiée pour tous les pays de la zone Franc considérés (11 pays sur 15 au total). Ce résultat implique que les entrées de capitaux (Aide Publique au Développement (APD), Endettement, Investissement Direct Etranger (IDE), Investissement de portefeuille, transferts des fonds, etc.) et les sorties de capitaux (service de la dette, fuite de capitaux, etc.) n'ont pas d'effets significatifs sur le taux de croissance véritable  $y$  de ces pays.

Un taux de croissance économique moyen annuel de 7% est-il soutenable du point de vue de l'équilibre de la balance courante pour les pays de la zone Franc ? Le tableau 2 ci-dessous présente les résultats du test de Student de l'hypothèse  $H^0 : y^* = 7\%$ . Si  $H^0$  est acceptée, alors un taux de croissance économique en moyenne annuelle de 7% est soutenable du point de vue de l'équilibre de la balance courante. On remarque, avec un risque de moins de 10% ( $p - value < 0,10$ ) de se tromper, que l'objectif d'un taux de croissance économique moyen annuel de 7% ne serait pas soutenable pour le Benin, le Burkina Faso, la Côte d'Ivoire, le Niger, la République Centrafricaine et le Togo. Dans la tentative de réaliser 7% de croissance économique en moyenne annuelle, le risque ( $p - value < 0,25$ ) de déséquilibre de la balance courante est néanmoins relativement élevé pour le Cameroun, le Sénégal et le Tchad. En revanche, le Congo (Rép. du) et le Mali pourraient atteindre l'objectif de 7% de taux de croissance économique moyen annuel sans détériorer leur balance courante ( $p - value > 0,95$ ).

Le tableau 3 ci-dessous présente les modèles de croissance économique contrainte par la balance des paiements des pays de la zone Franc analysés, dérivés de la formule (9). Le taux de croissance des exportations et le taux d'inflation domestique influencent positivement le taux de croissance économique. L'hypothèse d'existence d'une courbe de Phillips<sup>5</sup> dans la zone Franc peut être vérifiée. En revanche, le taux d'inflation étrangère et la dépréciation du franc CFA vis-à-vis du dollar US ont un impact négatif sur le taux de croissance économique. Par conséquent, l'accroissement des exportations, la hausse de l'inflation domestique, l'appréciation du franc CFA vis-à-vis du dollar US, la baisse de l'inflation étrangère pourraient contribuer à relâcher la contrainte de l'équilibre de la balance courante sur la

---

<sup>5</sup>La courbe de Phillips exhibe un lien négatif entre le taux d'inflation et le taux de chômage. En faisant intervenir la loi d'Okun, qui met en évidence un lien négatif entre la production et le chômage, la courbe de Phillips conjecture une relation positive entre le taux d'inflation et le taux de croissance du PIB.

demande et ainsi, à accélérer la croissance dans la zone Franc.

Tableau 2 – Test de l’hypothèse  $H_0 : y^* = 7\%$

Pays	$y^* - 7\%$	Test de Student de $H_0 : y^* = 7\%$
Benin	-0,063 (0,019)	-3,296 [0,002]
Burkina Faso	-0,058 (0,032)	-1,787 [0,083]
Cameroun	-0,049 (0,039)	-1,253 [0,218]
Congo (Rép. du)	-0,003 (0,052)	-0,057 [0,955]
Côte d’Ivoire	-0,054 (0,027)	-2,017 [0,051]
Mali	0,002 (0,062)	0,037 [0,970]
Niger	-0,068 (0,039)	-1,737 [0,091]
Rép. Centrafricaine	-0,108 (0,043)	-2,514 [0,017]
Sénégal	-0,101 (0,079)	-1,275 [0,211]
Tchad	-0,050 (0,042)	-1,187 [0,243]
Togo	-0,065 (0,036)	-1,807 [0,079]

Note : les valeurs entre les parenthèses sont les erreurs standards et ceux entre les crochets sont les p-value du test Student de  $H_0$ .

*Source* : estimations de l’auteur à partir des données du WDI 2008

Tableau 3 – Modèles de croissance de long terme estimés

Pays	Modèles de croissance de long terme
Benin	$y = y^* = 0,62x - 0,28(p_f + e - p_d)$
Burkina Faso	$y = y^* = 0,69x - 0,61(p_f + e - p_d)$
Cameroun	$y = y^* = 0,92x - 0,92(p_f + e - p_d)$
Congo (Rép. du)	$y = y^* = 1,25x - 1,25(p_f + e - p_d)$
Côte d’Ivoire	$y = y^* = 0,58x - 0,58(p_f + e - p_d)$
Mali	$y = y^* = 1,33x - 1,33(p_f + e - p_d)$
Niger	$y = y^* = 1,05x - 0,74(p_f + e - p_d)$
Rép. Centrafricaine	$y = y^* = 1,27x - 1,27(p_f + e - p_d)$
Sénégal	$y = y^* = 2,11x - 2,11(p_f + e - p_d)$
Tchad	$y = y^* = 0,57x - 0,57(p_f + e - p_d)$
Togo	$y = y^* = 0,63x - 0,63(p_f + e - p_d)$

*Source* : estimations de l’auteur à partir des données du WDI 2008

## Conclusion

Le but de cette étude était de tester l’hypothèse de Thirlwall (1979) pour les pays de la zone Franc. Selon cette hypothèse, un pays ne croître indéfiniment à un taux supérieur

à celui compatible avec sa balance des paiements. Par conséquent, le taux de croissance économique de long terme est égal au taux de croissance économique contraint par la balance des paiements. Les entrées et sorties de capitaux n'auraient aucun impact à long terme sur la croissance économique.

En estimant les élasticités-revenu et prix de long terme des demandes d'importations par application de la méthodologie du test de cointégration aux bornes de Pesaran et al. (2001) aux données annuelles allant de 1970 à 2006 des pays de la zone Franc sauf les Comores, le Gabon, la Guinée-Bissau et la Guinée Equatoriale, l'étude met en évidence plusieurs résultats.

- L'hypothèse de Thirlwall (1979) est vérifiée pour tous les pays analysés. Par conséquent, les flux de capitaux n'auraient pas un effet significatif à long terme sur la croissance économique des pays de la zone Franc analysés.
- L'étude montre aussi que seulement le Congo (Rép. du) et le Mali pourraient atteindre 7% de taux de croissance économique moyen annuel requis à l'atteindre des OMDs, sans détériorer leur balance des paiements.
- A la suite de ces résultats, les modèles de croissance économique de long terme des pays analysés sont estimés. Ils montrent que le taux de croissance économique, est une fonction positive du taux de croissance des exportations et du taux d'inflation domestique, et négative de la dépréciation du franc CFA par rapport au dollar US et du taux d'inflation étrangère. Ces résultats suggèrent entre autre l'existence d'une courbe de Phillips dans la zone Franc, mettant ainsi en discordance le critère de convergence nominal relatif à la limitation du taux d'inflation à moins de 3% et l'objectif d'accélération de la croissance économique nécessaire à l'atteinte des OMDs. Ces résultats impliquent que, toutes choses égales par ailleurs, une politique monétaire expansionniste, des stratégies de croissance des exportations, la réévaluation du franc CFA par rapport à l'euro ou bien la dépréciation du dollar US, et une baisse de l'inflation étrangère contribueraient à relâcher la contrainte de la balance des paiements sur la demande et ainsi, d'accélérer la croissance économique sans détériorer la balance courante dans la zone Franc.

# Annexes

## Annexe A : Résultats des tests 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 Tendance	Constante uniquement	Constante et Tendance	Constante uniquement	
Benin	ln(M <sub>t</sub> )	-2,799 [0]	-2,636 [0]	-6,348 [0]**	-6,457 [0]**	I(1)
	ln(Y <sub>t</sub> )	-2,106 [0]	0,961 [0]	-5,425 [0]**	-5,425 [0]**	I(1)
	ln(P <sub>rit</sub> E <sub>t</sub> / P <sub>d,t</sub> )	-2,577 [0]	-1,285 [0]	-6,363 [0]**	-6,462 [0]**	I(1)
Burkina Faso	ln(M <sub>t</sub> )	-2,925 [0]	-2,115 [0]	-6,587 [0]**	-6,703 [0]**	I(1)
	ln(Y <sub>t</sub> )	-1,231 [0]	-1,678 [0]	-7,255 [0]**	-6,676 [0]**	I(1)
	ln(P <sub>rit</sub> E <sub>t</sub> / P <sub>d,t</sub> )	-2,192 [0]	-0,895 [0]	-5,361 [0]**	-5,444 [0]**	I(1)
Cameroun	ln(M <sub>t</sub> )	-1,547 [0]	-0,395 [0]	-5,282 [0]**	-5,313 [0]**	I(1)
	ln(Y <sub>t</sub> )	-3,382 [4]	-1,939 [1]	-3,973 [0]*	-3,615 [0]**	I(1)
	ln(P <sub>rit</sub> E <sub>t</sub> / P <sub>d,t</sub> )	-2,345 [0]	-1,108 [0]	-5,183 [0]**	-5,257 [0]**	I(1)
Congo (Rép. du)	ln(M <sub>t</sub> )	-3,245 [1]	-1,889 [0]	-5,553 [1]**	-5,517 [1]**	I(1)
	ln(Y <sub>t</sub> )	-2,247 [2]	-1,458 [1]	-3,224 [0]	-3,214 [0]*	I(1)
	ln(P <sub>rit</sub> E <sub>t</sub> / P <sub>d,t</sub> )	-2,362 [1]	-1,165 [0]	-4,601 [0]**	-4,651 [0]**	I(1)
Côte d'Ivoire	ln(M <sub>t</sub> )	-1,649 [0]	-2,097 [1]	-4,513 [0]**	-4,580 [0]**	I(1)
	ln(Y <sub>t</sub> )	-2,633 [0]	-3,209 [0]*	-3,945 [0]*	-3,940 [0]**	I(1)
	ln(P <sub>rit</sub> E <sub>t</sub> / P <sub>d,t</sub> )	-2,454 [0]	-1,208 [0]	-5,584 [0]**	-5,656 [0]**	I(1)
Gabon	ln(M <sub>t</sub> )	-2,631 [0]	-3,108 [0]*	-5,493 [0]**	-5,120 [0]**	I(1)
	ln(Y <sub>t</sub> )	-3,048 [0]	-3,107 [0]*	-4,346 [0]**	-4,242 [0]**	I(1)
	ln(P <sub>rit</sub> E <sub>t</sub> / P <sub>d,t</sub> )	-2,237 [0]	-1,227 [0]	-4,621 [0]**	-4,675 [0]**	I(1)
Guinée-Bissau	ln(M <sub>t</sub> )	-2,858 [0]	-2,963 [0]*	-6,579 [1]**	-6,575 [1]**	I(1)
	ln(Y <sub>t</sub> )	-2,673 [0]	-1,519 [2]	-7,057 [1]**	-6,889 [1]**	I(1)
	ln(P <sub>rit</sub> E <sub>t</sub> / P <sub>d,t</sub> )	-1,389 [1]	-0,847 [1]	-3,165 [0]	-3,187 [0]*	I(1)
Mali	ln(M <sub>t</sub> )	-3,038 [0]	-1,289 [0]	-6,881 [0]**	-6,888 [0]**	I(1)
	ln(Y <sub>t</sub> )	-0,780 [1]	0,698 [0]	-4,397 [1]**	-6,101 [0]**	I(1)
	ln(P <sub>rit</sub> E <sub>t</sub> / P <sub>d,t</sub> )	-2,678 [0]	-1,338 [0]	-6,033 [0]**	-6,132 [0]**	I(1)
Niger	ln(M <sub>t</sub> )	-2,328 [0]	-2,211 [0]	-7,324 [0]**	-7,398 [0]**	I(1)
	ln(Y <sub>t</sub> )	-2,122 [0]	-0,021 [0]	-5,777 [0]**	-5,530 [0]**	I(1)
	ln(P <sub>rit</sub> E <sub>t</sub> / P <sub>d,t</sub> )	-2,315 [0]	-0,878 [0]	-4,922 [0]**	-4,992 [0]**	I(1)
Rép. Centrafricaine	ln(M <sub>t</sub> )	-5,252 [0]**	-3,312 [0]*	-7,554 [1]**	-7,657 [1]**	I(0)
	ln(Y <sub>t</sub> )	-2,902 [0]	-1,456 [0]	-6,293 [0]**	-6,374 [0]**	I(1)
	ln(P <sub>rit</sub> E <sub>t</sub> / P <sub>d,t</sub> )	-2,303 [0]	-1,292 [0]	-5,626 [0]**	-5,687 [0]**	I(1)
Sénégal	ln(M <sub>t</sub> )	-2,960 [0]	-0,192 [1]	-8,395 [0]**	-8,504 [0]**	I(1)
	ln(Y <sub>t</sub> )	-1,795 [0]	1,242 [1]	-7,608 [1]**	-7,357 [0]**	I(1)
	ln(P <sub>rit</sub> E <sub>t</sub> / P <sub>d,t</sub> )	-2,461 [0]	-1,075 [0]	-5,434 [0]**	-5,514 [0]**	I(1)
Tchad	ln(M <sub>t</sub> )	-2,999 [2]	-0,536 [0]	-4,655 [0]**	-4,633 [0]**	I(1)
	ln(Y <sub>t</sub> )	-1,187 [0]	1,205 [0]	-5,423 [0]**	-5,007 [0]**	I(1)
	ln(P <sub>rit</sub> E <sub>t</sub> / P <sub>d,t</sub> )	-1,850 [0]	-1,219 [0]	-5,391 [0]**	-5,441 [0]**	I(1)
Togo	ln(M <sub>t</sub> )	-2,980 [1]	-2,623 [1]	-3,837 [0]*	-3,896 [0]**	I(1)
	ln(Y <sub>t</sub> )	-2,851 [0]	-0,849 [0]	-6,130 [0]**	-6,124 [0]**	I(1)
	ln(P <sub>rit</sub> E <sub>t</sub> / P <sub>d,t</sub> )	-2,534 [0]	-1,051 [0]	-5,207 [0]**	-5,286 [0]**	I(1)

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%.

Tableau A.2 : Résultats du test de la racine unitaire de Kapetanios

Pays	Variables	Date de rupture	Test de Kapetanios	Conclusion
Cameroun	ln(Y <sub>t</sub> )	1987 ; 1994	-5,824973 [1]*	I(0)
Congo	ln(M <sub>t</sub> )	1985 ; 1989 ; 1994	-6,120022 [1]*	I(0)
Rép. Centrafricaine	ln(M <sub>t</sub> )	1984 ; 1993	-5,275277 [1]*	I(0)

Note : \* signifient la significativité à au moins 5%.

## Annexe B : Estimation des fonctions de demande d'importations

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' " homos-cédasticité des résidus ". Pour le test de Ramsey RESET  $H_0$  est la " spécification du modèle est bonne ".  $DUx$  et  $DTx$  sont des " breaks " 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.

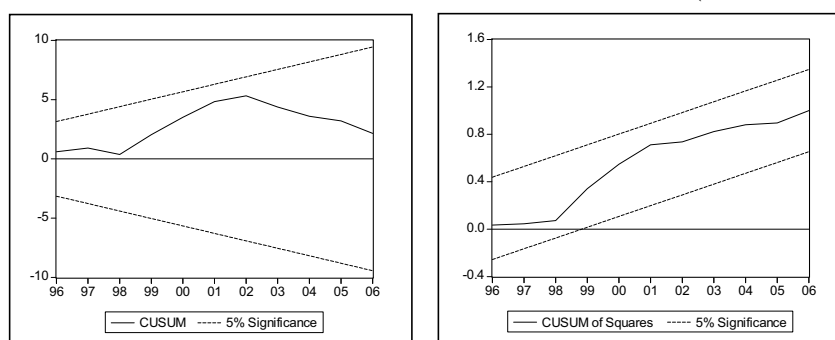
### Benin

Tableau 1A. Résultats de l'estimation de la fonction de demande d'importations du Benin

Variable dépendante :  $\Delta \ln(M_t)$

Variables explicatives	Coefficients	Test de Student
$\ln(M_{t-1})$	-0,592	-5,109 (0,000)
$\ln(Y_{t-1})$	0,952	2,967 (0,006)
$\ln(P_{t-1} E_{t-1} / P_{d,t-1})$	-0,326	-5,232 (0,000)
$\Delta \ln(Y_t)$	3,164	7,772 (0,000)
$\Delta \ln(P_{t-1} E_t / P_{d,t})$	-0,312	-6,142 (0,000)
$\Delta \ln(P_{t-1} E_{t-1} / P_{d,t-1})$	0,145	2,884 (0,008)
DT1981	-0,026	-2,139 (0,042)
DU1995	0,220	3,438 (0,002)
Constante	-6,265	-1,301 (0,205)
R – carré / R – carré ajusté	0,846 / 0,799	
Test de Fisher	17,919 (0,000)	
Test de normalité de Jarque Bera	0,665 (0,716)	
Test de non autocorrélation de Breusch Godfrey	[1] 0,531 (0,472)	[2] 0,274 (0,762)
Test d'homoscédasticité ARCH	[1] 0,767 (0,387)	[2] 0,801 (0,458)
Test de spécification de Ramsey RESET	[1] 0,065 (0,800)	[2] 0,316 (0,731)

Figure 1A. Résultats du test de CUSUM et du CUSUM carré (Importation Benin)



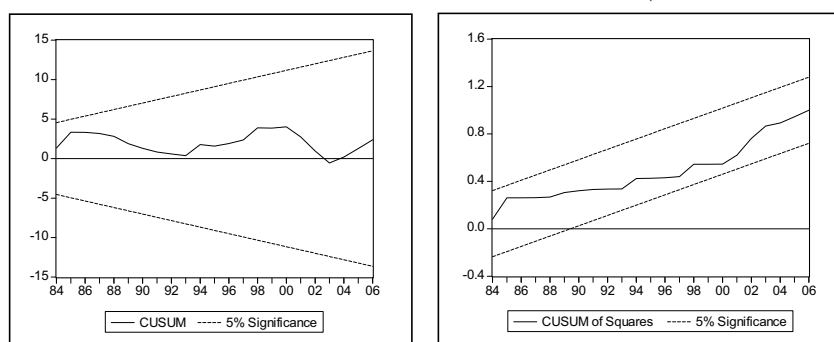
## Burkina Faso

Tableau 1B. Résultats de l'estimation de la fonction de demande d'importations du Burkina Faso Variable dépendante :  $\Delta \ln(M_t)$

Variables explicatives	Coefficients	Test de Student
$\ln(M_{t-1})$	-0,915	-4,665 (0,000)
$\ln(Y_{t-1})$	1,334	3,769 (0,001)
$\ln(P_{t-1} E_{t-1} / P_{d,t-1})$	-0,101	-2,279 (0,030)
$\Delta \ln(P_{t-1} E_t / P_{d,t})$	-0,183	-3,555 (0,001)
$\Delta \ln(Y_t)$	1,433	3,300 (0,003)
DT1983	-0,045	-3,292 (0,003)
Constante	-8,883	-2,328 (0,027)
R – carré / R – carrée ajusté	0,623 / 0,545	
Test de Fisher	7,997 (0,000)	
Test de normalité de Jarque Bera	0,030 (0,984)	
Test de non autocorrélation de Breusch Godfrey	[1] 0,400 (0,532)	[2] 0,301 (0,742)
Test d'homoscédasticité ARCH	[1] 0,003 (0,958)	[2] 0,207 (0,813)
Test de spécification de Ramsey RESET	[1] 0,172 (0,681)	[2] 1,058 (0,361)

Note:

Figure 1B. Résultats du test de CUSUM et du CUSUM carré (Importation Burkina Faso)



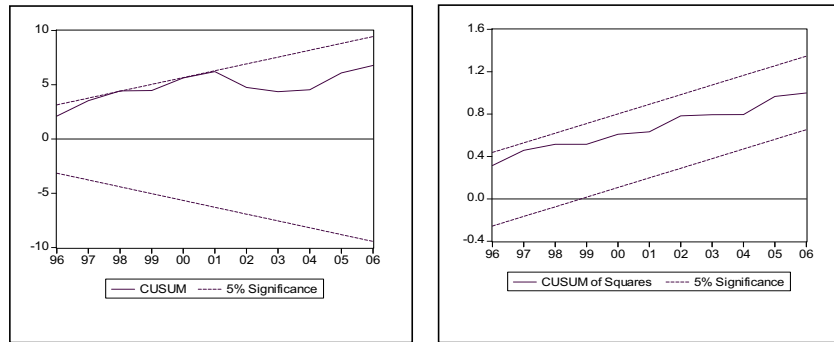
## Cameroun

Tableau 1C. Résultats de l'estimation de la fonction de demande d'importations du Cameroun. Variable dépendante :  $\Delta \ln(M_t)$

Variables explicatives	Coefficients	Test de Student
$\ln(M_{t-1})$	-0,901	-4,806 (0,000)
$\ln(Y_{t-1})$	0,983	4,889 (0,000)
$\ln(P_{t-1} E_{t-1} / P_{d,t-1})$	0,030	0,652 (0,520)
$\Delta \ln(M_{t-1})$	0,350	2,126 (0,043)
$\Delta \ln(Y_t)$	0,958	3,262 (0,003)
$\Delta \ln(Y_{t-1})$	-0,412	-1,309 (0,202)
DT1995	0,034	3,886 (0,001)
Constante	-3,812	-2,669 (0,013)
R – carré / R – carrée ajusté	0,620 / 0,521	
Test de Fisher	6,286 (0,000)	
Test de normalité de Jarque Bera	0,922 (0,630)	
Test de non autocorrélation de Breusch Godfrey	[1] 1,310 (0,262)	[2] 2,316 (0,119)
Test d'homoscédasticité ARCH	[1] 0,093 (0,761)	[2] 0,418 (0,661)
Test de spécification de Ramsey RESET	[1] 0,707 (0,408)	[2] 1,533 (0,235)



Figure 1C. Résultats du test de CUSUM et du CUSUM carré (Importation Cameroun)



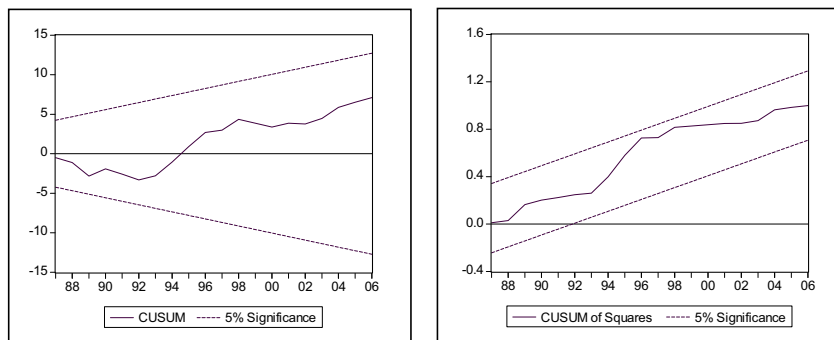
### Congo (Rép. du)

Tableau 1D. Résultats de l'estimation de la fonction de demande d'importations du Congo.

Variable dépendante :  $\Delta \ln(M_t)$

Variables explicatives	Coefficients	Test de Student
$\ln(M_{t-1})$	-0,750	-3,839 (0,001)
$\ln(Y_{t-1})$	0,600	2,752 (0,010)
$\ln(P_{f,t-1} E_{t-1} / P_{d,t-1})$	0,171	1,967 (0,059)
$\Delta \ln(M_{t-1})$	0,311	1,911 (0,066)
$\Delta \ln(P_{f,t} E_t / P_{d,t})$	0,382	3,156 (0,004)
DU1986	-0,185	-1,713 (0,098)
Constante	1,892	0,758 (0,455)
R – carré / R – carrée ajusté	0,513 / 0,408	
Test de Fisher	4,911 (0,002)	
Test de normalité de Jarque Bera	0,261 (0,877)	
Test de non autocorrélation de Breusch Godfrey	[1] 0,900 (0,351)	[2] 0,486 (0,619)
Test d'homoscédasticité ARCH	[1] 0,673 (0,417)	[2] 0,535 (0,590)
Test de spécification de Ramsey RESET	[1] 0,008 (0,928)	[2] 0,217 (0,806)

Figure 1D. Résultats du test de CUSUM et du CUSUM carré (Importation Congo)

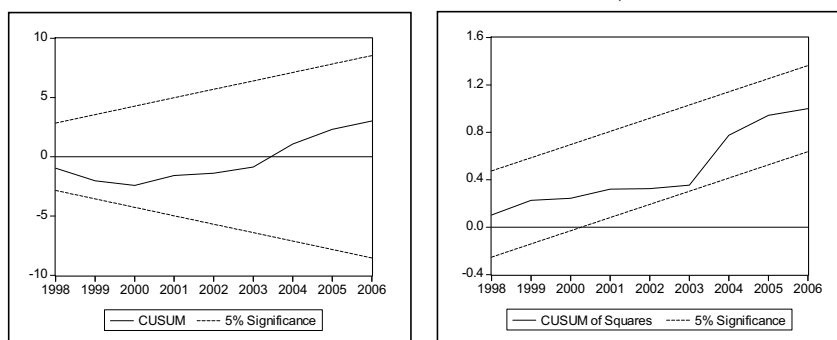


## Côte d'Ivoire

Tableau 1E. Résultats de l'estimation de la fonction de demande d'importations du COTE D'IVOIRE. Variable dépendante :  $\Delta \ln(M_t)$

Variables explicatives	Coefficients	Test de Student
$\ln(M_{t-1})$	-0,639	-4,615 (0,000)
$\ln(Y_{t-1})$	1,101	4,373 (0,000)
$\ln(P_{f,t-1} E_{t-1} / P_{d,t-1})$	0,006	0,108 (0,915)
$\Delta \ln(M_{t-1})$	0,084	0,671 (0,509)
$\Delta \ln(Y_t)$	0,930	2,999 (0,006)
$\Delta \ln(P_{f,t-1} E_{t-1} / P_{d,t-1})$	-0,114	-1,695 (0,104)
DT1978	-0,017	-3,607 (0,002)
DU1993	-0,217	-2,028 (0,054)
DT1993	0,237	4,214 (0,000)
DU1996	-0,369	-3,719 (0,001)
DT1996	-0,208	-3,676 (0,001)
Constante	-11,260	-3,043 (0,006)
R – carré / R – carrée ajusté		0,788 / 0,687
Test de Fisher		7,793 (0,000)
Test de normalité de Jarque Bera		0,143 (0,931)
Test de non autocorrélation de Breusch Godfrey	[1] 0,250 (0,621)	[2] 2,253 (0,129)
Test d'homoscédasticité ARCH	[1] 0,659 (0,422)	[2] 0,319 (0,728)
Test de spécification de Ramsey RESET	[1] 0,497 (0,487)	[2] 0,280 (0,758)

Figure 1E. Résultats du test de CUSUM et du CUSUM carré (Importation COTE D'IVOIRE)

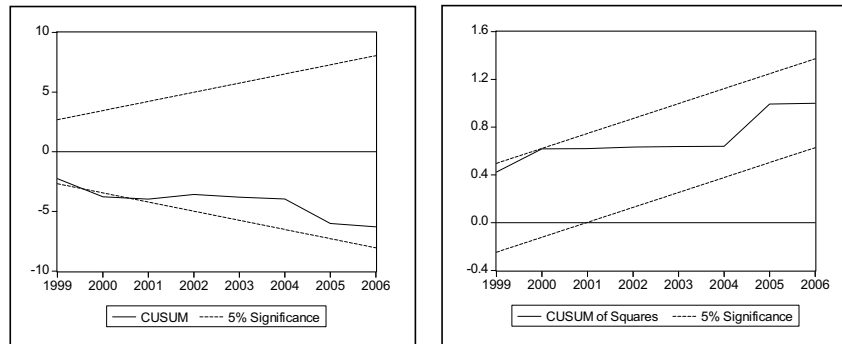


## Gabon

Tableau 1F. Résultats de l'estimation de la fonction de demande d'importations du Gabon. Variable dépendante :  $\Delta \ln(M_t)$

Variables explicatives	Coefficients	Test de Student
$\ln(M_{t-1})$	-0,381	-2,465 (0,020)
$\ln(Y_{t-1})$	0,112	0,484 (0,632)
$\ln(P_{f,t-1} E_{t-1} / P_{d,t-1})$	-0,123	-1,270 (0,214)
$\Delta \ln(P_{f,t-1} E_{t-1} / P_{d,t-1})$	-0,032	-0,202 (0,841)
DT1998	0,000	0,002 (0,998)
Constante	6,381	1,902 (0,067)
R – carré / R – carrée ajusté		0,358 / 0,247
Test de Fisher		3,232 (0,019)
Test de normalité de Jarque Bera		0,136 (0,934)
Test de non autocorrélation de Breusch Godfrey	[1] 0,229 (0,635)	[2] 0,620 (0,545)
Test d'homoscédasticité ARCH	[1] 0,141 (0,709)	[2] 0,157 (0,854)
Test de spécification de Ramsey RESET	[1] 1,442 (0,239)	[2] 1,328 (0,381)

Figure 1F. Résultats du test de CUSUM et du CUSUM carré (Importation Gabon)

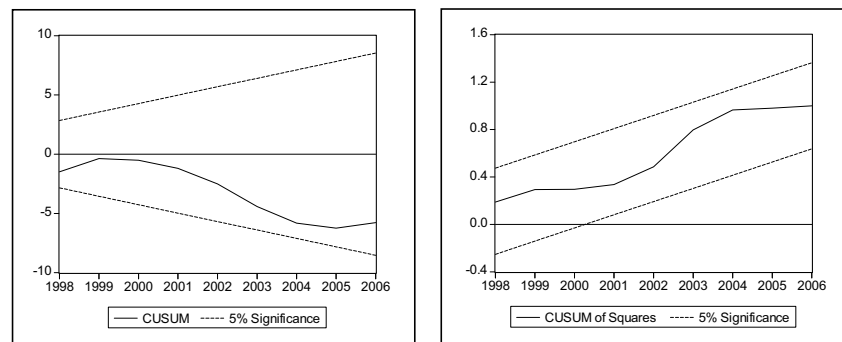


## Guinée-Bissau

Tableau 1G. Résultats de l'estimation de la fonction de demande d'importations du Guinée Bissau. Variable dépendante :  $\Delta \ln(M_t)$

Variables explicatives	Coefficients	Test de Student
$\ln(M_{t-1})$	-1,076	-5,068 (0,000)
$\ln(Y_{t-1})$	-1,012	-1,219 (0,238)
$\ln(P_{t-1} E_{t-1} / P_{d,t-1})$	0,012	0,126 (0,901)
$\Delta \ln(M_{t-1})$	0,146	0,856 (0,403)
$\Delta \ln(Y_t)$	0,074	0,172 (0,866)
$\Delta \ln(Y_{t-1})$	0,778	2,067 (0,053)
$\Delta \ln(P_{t-1} E_{t-1} / P_{d,t-1})$	0,036	0,310 (0,760)
DT1977	0,085	1,428 (0,169)
DT1981	0,100	1,705 (0,105)
DU1987	-0,501	-3,435 (0,003)
DT1987	-0,005	-0,073 (0,942)
DT1992	-0,133	-2,183 (0,042)
DU1996	0,085	0,530 (0,602)
DT1996	0,070	1,087 (0,291)
Trend	-0,092	-1,896 (0,073)
Constante	39,122	2,490 (0,022)
R – carré / R – carrée ajusté	0,774 / 0,596	
Test de Fisher	4,349 (0,002)	
Test de normalité de Jarque Bera	0,547 (0,760)	
Test de non autocorrélation de Breusch Godfrey	[1] 3,846 (0,065)	[2] 2,531 (0,109)
Test d'homoscédasticité ARCH	[1] 0,007 (0,933)	[2] 0,114 (0,892)
Test de spécification de Ramsey RESET	[1] 0,016 (0,898)	[2] 0,219 (0,805)

Figure 1G. Résultats du test de CUSUM et du CUSUM carré (Importation Guinée Bissau)



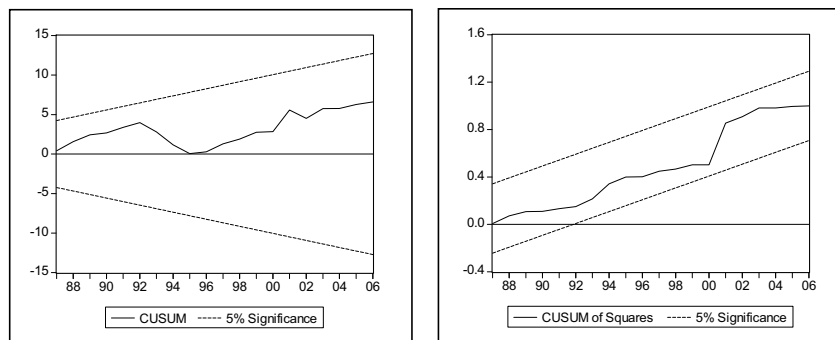
## Mali

Tableau 1H. Résultats de l'estimation de la fonction de demande d'importations du Mali.

Variable dépendante :  $\Delta \ln(M_t)$

Variabiles explicatives	Coefficients	Test de Student
$\ln(M_{t-1})$	-0,738	-4,542 (0,000)
$\ln(Y_{t-1})$	0,555	2,288 (0,030)
$\ln(P_{f,t-1} E_{t-1} / P_{d,t-1})$	0,093	1,766 (0,088)
DU1974	0,089	1,074 (0,292)
DT1974	0,030	1,957 (0,060)
DU1985	0,211	2,230 (0,034)
DT1985	-0,027	-2,471 (0,020)
Constante	2,088	0,391 (0,699)
R – carré / R – carrée ajusté	0,505 / 0,382	
Test de Fisher	4,086 (0,003)	
Test de normalité de Jarque Bera	3,477 (0,175)	
Test de non autocorrélation de Breusch Godfrey	[1] 0,071 (0,790)	[2] 0,181 (0,835)
Test d'homoscédasticité ARCH	[1] 0,315 (0,577)	[2] 0,172 (0,842)
Test de spécification de Ramsey RESET	[1] 0,003 (0,950)	[2] 0,482 (0,622)

Figure 1H. Résultats du test de CUSUM et du CUSUM carré (Importation Mali)



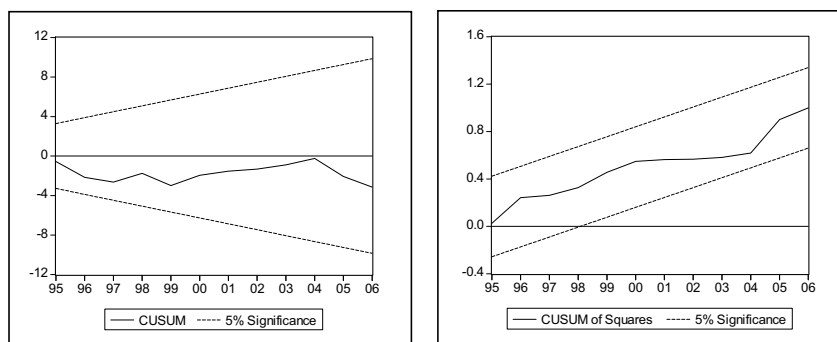
## Niger

Tableau 1I. Résultats de l'estimation de la fonction de demande d'importations du Niger.

Variable dépendante :  $\Delta \ln(M_t)$

Variabiles explicatives	Coefficients	Test de Student
$\ln(M_{t-1})$	-0,558	-4,594 (0,000)
$\ln(Y_{t-1})$	0,530	2,021 (0,053)
$\ln(P_{f,t-1} E_{t-1} / P_{d,t-1})$	-0,168	-2,292 (0,030)
$\Delta \ln(M_{t-1})$	-0,163	-1,323 (0,197)
$\Delta \ln(Y_t)$	1,258	3,739 (0,001)
DU1986		
DU1994	0,325	3,157 (0,004)
Constante	0,744	0,182 (0,857)
R – carré / R – carrée ajusté	0,702 / 0,625	
Test de Fisher	9,100 (0,000)	
Test de normalité de Jarque Bera	1,439 (0,486)	
Test de non autocorrélation de Breusch Godfrey	[1] 0,082 (0,775)	[2] 1,018 (0,375)
Test d'homoscédasticité ARCH	[1] 0,309 (0,581)	[2] 1,485 (0,242)
Test de spécification de Ramsey RESET	[1] 1,096 (0,304)	[2] 0,940 (0,403)

Figure 1I. Résultats du test de CUSUM et du CUSUM carré (Importation Niger)

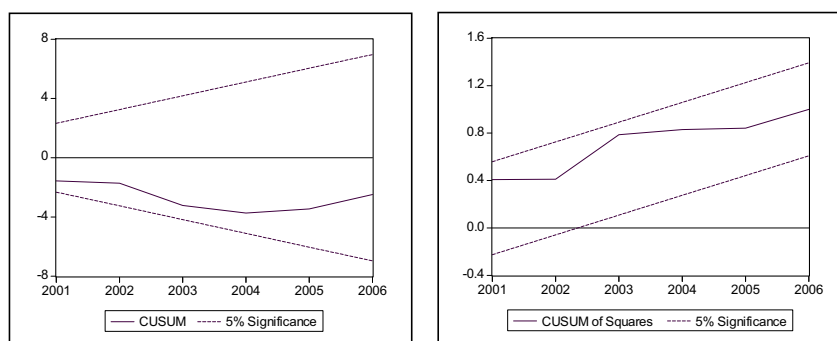


## Rép. Centrafricaine

Tableau 1J. Résultats de l'estimation de la fonction de demande d'importations du la Rép. Centrafricaine. Variable dépendante :  $\Delta \ln(M_t)$

Variables explicatives	Coefficients	Test de Student
$\ln(M_{t-1})$	-1,903	-8,512 (0,000)
$\ln(Y_{t-1})$	1,497	4,033 (0,001)
$\ln(P_{f,t-1} E_{t-1} / P_{d,t-1})$	0,109	1,680 (0,106)
$\Delta \ln(M_{t-1})$	0,427	3,223 (0,004)
$\Delta \ln(Y_t)$	1,148	2,678 (0,013)
DT1984	-0,078	-7,344 (0,000)
DU1994	0,288	3,008 (0,006)
DU1999	-0,292	-2,999 (0,006)
DT1999	0,082	4,816 (0,000)
Constante	5,776	0,827 (0,416)
R – carré / R – carrée ajusté	0,832 / 0,771	
Test de Fisher	13,743 (0,000)	
Test de normalité de Jarque Bera	1,248 (0,535)	
Test de non autocorrélation de Breusch Godfrey	[1] 0,079 (0,780)	[2] 2,534 (0,101)
Test d'homoscédasticité ARCH	[1] 0,574 (0,453)	[2] 1,176 (0,322)
Test de spécification de Ramsey RESET	[1] 0,238 (0,629)	[2] 2,821 (0,080)

Figure 1J. Résultats du test de CUSUM et du CUSUM carré (Importation Centrafrique)



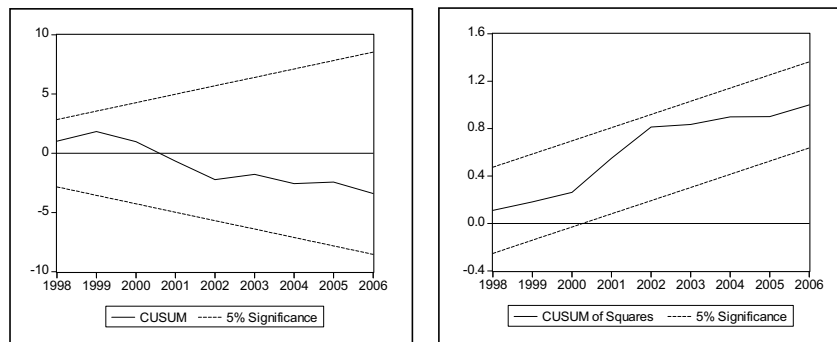
## Sénégal

Tableau 1K. Résultats de l'estimation de la fonction de demande d'importations du la Sénégal.

Variable dépendante :  $\Delta \ln(M_t)$

Variables explicatives	Coefficients	Test de Student
$\ln(M_{t-1})$	-1,160	-8,230 (0,000)
$\ln(Y_{t-1})$	0,550	3,498 (0,002)
$\ln(P_{f,t-1} E_{t-1} / P_{d,t-1})$	0,043	1,378 (0,179)
DU1975	0,190	5,038 (0,000)
DU1981	0,191	4,936 (0,000)
DU1996	-0,137	-2,718 (0,011)
DT1996	0,038	5,204 (0,000)
Constante	11,693	4,479 (0,000)
R – carré / R – carrée ajusté	0,740 / 0,675	
Test de Fisher	11,372 (0,000)	
Test de normalité de Jarque Bera	1,584 (0,452)	
Test de non autocorrélation de Breusch Godfrey	[1] 0,897 (0,351)	[2] 0,977 (0,389)
Test d'homoscédasticité ARCH	[1] 0,185 (0,669)	[2] 0,933 (0,403)
Test de spécification de Ramsey RESET	[1] 1,850 (0,184)	[2] 1,236 (0,306)

Figure 1K. Résultats du test de CUSUM et du CUSUM carré (Importation la Sénégal)



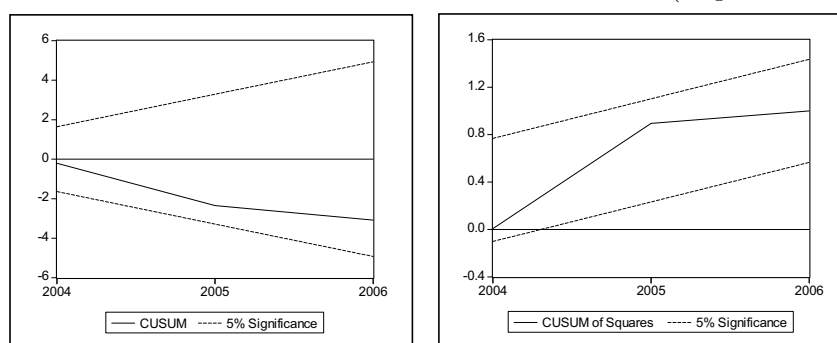
## Tchad

Tableau 1L. Résultats de l'estimation de la fonction de demande d'importations du la Tchad.

Variable dépendante :  $\Delta \ln(M_t)$

Variables explicatives	Coefficients	Test de Student
$\ln(M_{t-1})$	-1,013	-7,788 (0,000)
$\ln(Y_{t-1})$	1,762	5,191 (0,000)
$\ln(P_{t-1} E_{t-1} / P_{d,t-1})$	0,068	1,024 (0,318)
$\Delta \ln(Y_t)$	0,754	3,766 (0,001)
$\Delta \ln(Y_{t-1})$	-0,656	-2,588 (0,018)
DU1973	0,136	1,530 (0,142)
DU1977	-0,171	-3,291 (0,004)
DU1985	0,185	1,998 (0,060)
DT1987	-0,104	-6,652 (0,000)
DT1996	0,067	2,609 (0,017)
DU2000	-0,319	-1,741 (0,097)
DT2000	0,416	3,667 (0,002)
DU2003	0,603	3,979 (0,001)
DT2003	-0,632	-5,245 (0,000)
Constante	-16,516	-2,793 (0,011)
R – carré / R – carrée ajusté	0,885 / 0,804	
Test de Fisher	10,985 (0,000)	
Test de normalité de Jarque Bera	0,143 (0,930)	
Test de non autocorrélation de Breusch Godfrey	[1] 1,574 (0,224)	[2] 3,053 (0,072)
Test d'homoscédasticité ARCH	[1] 2,135 (0,153)	[2] 0,819 (0,450)
Test de spécification de Ramsey RESET	[1] 1,480 (0,238)	[2] 0,701 (0,508)

Figure 1L. Résultats du test de CUSUM et du CUSUM carré (Importation la Tchad)



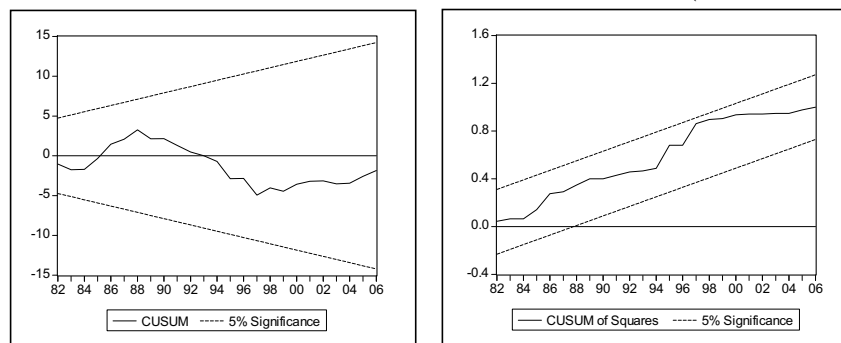
## Togo

Tableau 1M. Résultats de l'estimation de la fonction de demande d'importations du la Togo.

Variable dépendante :  $\Delta \ln(M_t)$

Variables explicatives	Coefficients	Test de Student
$\ln(M_{t-1})$	-1,013	-7,788 (0,000)
$\ln(Y_{t-1})$	1,762	5,191 (0,000)
$\ln(P_{t-1} E_{t-1} / P_{d,t-1})$	0,068	1,024 (0,318)
$\Delta \ln(Y_t)$	0,754	3,766 (0,001)
$\Delta \ln(Y_{t-1})$	-0,656	-2,588 (0,018)
DU1973	0,136	1,530 (0,142)
DU1977	-0,171	-3,291 (0,004)
DU1985	0,185	1,998 (0,060)
DT1987	-0,104	-6,652 (0,000)
DT1996	0,067	2,609 (0,017)
DU2000	-0,319	-1,741 (0,097)
DT2000	0,416	3,667 (0,002)
DU2003	0,603	3,979 (0,001)
DT2003	-0,632	-5,245 (0,000)
Constante	-16,516	-2,793 (0,011)
R – carré / R – carré ajusté	0,885 / 0,804	
Test de Fisher	10,985 (0,000)	
Test de normalité de Jarque Bera	0,143 (0,930)	
Test de non autocorrélation de Breusch Godfrey	[1] 1,574 (0,224)	[2] 3,053 (0,072)
Test d'homoscédasticité ARCH	[1] 2,135 (0,153)	[2] 0,819 (0,450)
Test de spécification de Ramsey RESET	[1] 1,480 (0,238)	[2] 0,701 (0,508)

Figure 1M. Résultats du test de CUSUM et du CUSUM carré (Importation la 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	$H0^1 : \beta_1 = 0$	$H0^2 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$	Conclusion
Benin	-5,109**	13,840**	Cointégrées
Burkina Faso	-4,665**	8,320**	Cointégrées
Cameroun	-4,806**	8,088**	Cointégrées
Congo (Rép. du)	-3,839*	5,201**	Cointégrées
Côte d'Ivoire	-4,615**	7,589**	Cointégrées
Gabon	-2,465	3,650*	Non Cointégrées
Guinée-Bissau	-5,068**	9,031**	Cointégrées
Mali	-4,542**	9,121**	Cointégrées
Niger	-4,594**	12,332**	Cointégrées
Rép. Centrafricaine	-8,512**	24,677**	Cointégrées
Sénégal	-8,230**	25,369**	Cointégrées
Tchad	-7,788**	22,543**	Cointégrées
Togo	-7,152**	19,908**	Cointégrées

Note : \*\* et \* signifient respectivement la significativité à au moins 1% et 5%.

## Annexe D : Résultats du test de l'hypothèse de Thirlwall

Tableau D1. Régression de  $y^*$  sur  $y$  et test de l'hypothèse de Thirlwall

Pays	a	b	R-carré	Test ADF sur les résidus $\varepsilon$	Test de Wald de $H0 : a = 0, b = 1$
Cameroun	0,009 (0,046)	0,300 (0,666)	0,006	-5,230**	1,256 [0,534]
Congo	-0,007 (0,060)	1,777 (0,829)	0,118	-5,020**	1,134 [0,567]
Centrafrique	-0,035 (0,045)	-0,312 (1,043)	0,003	-7,259**	2,844 [0,241]
Tchad	-0,001 (0,044)	0,617 (0,442)	0,054	-5,900**	0,856 [0,652]
Benin	-0,017 (0,027)	0,714 (0,601)	0,040	-5,188**	2,253 [0,324]
Burkina Faso	0,020 (0,054)	-0,193 (1,018)	0,001	-4,967**	2,268 [0,322]
Côte d'Ivoire	0,017 (0,030)	-0,085 (0,604)	0,001	-6,060**	3,290 [0,193]
Mali	0,016 (0,072)	1,676 (1,155)	0,058	-6,986**	0,742 [0,690]
Niger	-0,001 (0,040)	0,215 (0,608)	0,003	-5,443**	1,767 [0,413]
Sénégal	-0,140 (0,095)	4,017 (2,082)	0,098	-6,651**	2,683 [0,261]
Togo	-0,005 (0,038)	0,458 (0,603)	0,016	-6,868**	1,089 [0,580]

Note : les valeurs entre parenthèses sont les erreurs standards. \*\* indique les résidus du modèle de régression de ( $y^*$ ) sur ( $y$ ) sont stationnaires. Les valeurs entre crochets sont les  $p$ -value du test de Wald de  $H0$ .

Tableau D2. Calcul de l'écart ( $y^* - y$ ) et test de l'hypothèse de Thirlwall

Pays	$y^*$	$y$	$y^* - y$	Test de Student de $H_0 : y^* = y$
Cameroun	0,021 (0,039)	0,036 (0,010)	-0,016 (0,040)	-0,391 [0,698]
Congo	0,067 (0,052)	0,042 (0,010)	0,025 (0,050)	0,508 [0,615]
Centrafrique	-0,038 (0,043)	0,011 (0,007)	-0,049 (0,044)	-1,115 [0,273]
Tchad	0,020 (0,042)	0,034 (0,016)	-0,014 (0,041)	-0,332 [0,742]
Benin	0,007 (0,019)	0,034 (0,005)	-0,027 (0,019)	-1,440 [0,159]
Burkina Faso	0,012 (0,032)	0,043 (0,005)	-0,031 (0,033)	-0,941 [0,353]
Côte d'Ivoire	0,016 (0,027)	0,023 (0,008)	-0,007 (0,028)	-0,244 [0,809]
Mali	0,072 (0,062)	0,033 (0,009)	0,039 (0,061)	0,638 [0,527]
Niger	0,002 (0,039)	0,015 (0,011)	-0,013 (0,040)	-0,323 [0,749]
Sénégal	-0,031 (0,079)	0,027 (0,006)	-0,058 (0,078)	-0,752 [0,457]
Togo	0,005 (0,036)	0,025 (0,010)	-0,019 (0,036)	-0,535 [0,596]

Note : les valeurs entre parenthèses sont les erreurs standards. Les valeurs entre crochets sont les  $p$ -value du test de Student de  $H_0$ .

# Bibliographie

- [1] **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 : Oxford University Press.
- [2] **Bairam, E.I.**, 1997, « Level of Economic Development and Appropriate Specification of the Harrod Foreign-trade Multiplier », 19(3), pp. 337-44, Journal of Post Keynesian Economics.
- [3] **Engle, R. F., and Granger, C. W. J.**, 1987, 19(3), « Cointegration and error correction : representation, estimation and testing », *Econometrica*, 55, 251-276.
- [4] **Felipe, J. and McCombie, J. S. L. and Naqvi, K.**, 2009, « Is Pakistan's Growth Rate Balance-of-Payments Constrained ? Policies and Implications for Development and Growth », Asian Development Bank Economics Working Paper Series No. 160.
- [5] **Fida, A.B, Zakaria, M. and Hashim, M. S.**, 2009, « Balance of Payments Constrained Growth Model : A Case Study of Pakistan », *European Journal of Scientific Research* ISSN, 1450-216X Vol.25 No.4 (2009), pp.574-583.
- [6] **Funke, M. and Ruhwedel, R.**, 2001, « Export variety and export performance : empirical evidence from East Asia », *Journal of Asian Economics*, 12, 493-505.
- [7] **Hoque, M. M. and Yusop, Z.**, 2009, « Impacts of trade liberalisation on aggregate import in Bangladesh : An ARDL Bounds test approach », *Journal of Asian Economics*.
- [8] **Hussain, N.**, 1999, « The Balance-of-Payments Constrained and Growth Rate Differences among African and East Asian Economies », African Development Bank 1999.
- [9] **Greene, H. G.**, 2003, « *Econometric Analysis* », Prentice Hall.
- [10] **Johansen, S.**, 1988, « Statistical Analysis of Cointegrating Vectors », *Journal of Economic dynamics and Control*, 231-254.
- [11] **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.

- [12] **Loayza, N. V. and Rancière, R., Servén, L. and Ventura, J.**, 2007, « Macroeconomic Volatility and Welfare in Developing Countries : An Introduction », *The World Bank Economic Review*, Vol. 21 N°3, pp. 343-357.
- [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] **McCombie, J. S. L., and Thirlwall, A. P.**, 1994, « Economic Growth and the Balance of Payments Constraint », London : Macmillan.
- [15] **Ozturk, I. and Acaravci, A.**, 2010, « An application of Thirlwall's law to the South African economy : Evidence from ARDL bounds testing approach », *African Journal of Business Management* Vol.4 (2), pp. 262-266.
- [16] **Perraton, J.**, 2003, « Balance of Payments Constrained Growth and Developing Countries : an examination of Thirlwall's hypothesis », *International Review of Applied Economics*, Vol. 17, No. 1, 2003.
- [17] **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.
- [18] **Sharma, K.**, 2003, « Factors determining India's export performance », *Journal of Asian Economics*, 14, 435-446.
- [19] **Tambi, E. N.**, 1998, « Trade liberalization effects on commodity imports in Cameroon », *Journal of Economic Studies*, 25(3), 193-202 MCB University Press.
- [20] **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.
- [21] **Tang, T. C.**, 2003, « Japanese aggregate import demand function : Reassessment from 'bound' testing approach », *Japan and the World Economy*, 15(4), 419-436.
- [22] **Tang, T. C.**, 2005, « Balance of payments constrained growth model : empirical evidence from Malaysia », *IJMS* 12(1), 59-75.
- [23] **Thirlwall, A. T.**, 1979, « The Balance of payments constrained as an Explanation of International Growth Rate Differences », *Banca Nazionale del lavoro Quarterly Review*, 128, 44 - 53.
- [24] **Thirlwall, A. T. and Hussain, M. H.**, 1982, « The Balance of Payments Constraint, Capital Flows and Growth Rate Differences between Developing Countries », Oxford University Press, 34, 498-510.
- [25] **Yongbok, J.**, 2006, « Balance-of-Payment-Constrained Growth : The Case of China, 1979-2002 », University of Utah, Working Paper N° 2006 - 06.