

REVUE ECONOMIQUE ET MONETAIRE

N° 20 - DECEMBRE 2016



BCEAO
BANQUE CENTRALE DES ETATS
DE L'AFRIQUE DE L'OUEST



BCEAO

BANQUE CENTRALE DES ETATS
DE L'AFRIQUE DE L'OUEST

Siège - Avenue Abdoulaye FADIGA
BP : 3108 - DAKAR (Sénégal)
Tél. : +221 33 839 05 00
Télécopie : +221 33 823 93 35
Site internet : <http://www.bceao.int>

Directeur de Publication
Clément ADOBY

*Directeur des Etudes
et de la Recherche*

*Emails : courrier.zder@bceao.int
rem@bceao.int*

Impression :
Imprimerie de la BCEAO
BP : 3108 - DAKAR

REVUE ECONOMIQUE ET MONETAIRE

N° 20 - Décembre 2016



Les opinions exprimées dans cette revue sont publiées sous la responsabilité exclusive de leurs auteurs et ne constituent, en aucun cas, la position officielle de la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO).

La reproduction intégrale ou partielle des articles ne peut être faite qu'avec l'autorisation préalable des auteurs. Les demandes sont adressées à la BCEAO à qui une copie du document contenant les articles reproduits sera remise.

Toutefois, sont autorisées les reproductions destinées à un usage strictement personnel et privé ou les analyses et courtes citations justifiées par le caractère scientifique ou d'information de l'œuvre dans laquelle elles sont incorporées, à condition d'en mentionner la source.

© 2016 - Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO)
Avenue Abdoulaye Fadiga BP 3108 Dakar Sénégal

ISSN 08505748

LISTE DES MEMBRES DES ORGANES DE LA REVUE ECONOMIQUE ET MONETAIRE

La REM est dotée d'organes conformes aux standards internationaux, à savoir un Secrétariat d'Edition, un Comité Editorial, un Comité Scientifique et un Directeur de Publication.

Le **Comité Editorial** est un organe interne à la Banque Centrale composé comme suit :

- le Directeur Général de l'Economie et de la Monnaie, Président ;
- le Directeur des Etudes et de la Recherche ;
- le Directeur des Statistiques ;
- le Directeur de la Conjoncture Economique et des Analyses Monétaires ;
- le Directeur de la Stabilité Financière ;
- le Directeur des Activités Bancaires et du Financement des Economies ;
- le Directeur du Centre Ouest Africain de Formation et d'Etudes Bancaires.

Le **Comité Scientifique** regroupe des membres externes à la Banque Centrale, en l'occurrence des universitaires et des chercheurs de renom, reconnus pour leur expertise dans le domaine des sciences économiques et de la monnaie. Il est composé comme suit :

- Professeur Fulbert AMOUSSOUGA GERO, Université d'Abomey-Calavi de Cotonou (Bénin), Président ;
- Professeur Adama DIAW, Université Gaston Berger de Saint-Louis (Sénégal), membre ;
- Professeur Ahmadou Aly MBAYE, Université Cheikh Anta DIOP de Dakar (Sénégal), membre ;
- Professeur Egnonto KOFFI-TESSIO, Université de Lomé (Togo), membre ;
- Professeur Idrissa OUEDRAOGO, Université de Ouaga II (Burkina Faso), membre ;
- Professeur Jean-Paul POLLIN, Université d'Orléans (France), membre ;
- Professeur Mama OUATTARA, Université Félix Houphouët Boigny (Côte d'Ivoire), membre ;
- Professeur Michel NORMANDIN, HEC Montréal (Canada), membre ;
- Professeur Nasser Ary TANIMOUNE, Université d'Ottawa (Canada), membre ;
- Professeur Velayoudom MARIMOUTOU, Université d'Aix Marseille II (France), membre.

Le **Secrétariat d'Edition** est assuré par la Direction des Etudes et de la Recherche de la BCEAO.

Le **Directeur de Publication** de la Revue Economique et Monétaire (REM) est le Directeur des Etudes et de la Recherche.

SOMMAIRE

AVANT-PROPOS.....	5
Is Capital Flight from the Franc Zone Countries Decisive in Explaining their Economic Growth Performance ?.....	7
Effets de l'endettement public sur l'efficacité de la politique budgétaire dans l'espace UEMOA	35

AVANT-PROPOS

La Revue Economique et Monétaire (REM) est une revue scientifique éditée et publiée par la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO), dans le cadre de ses actions destinées à promouvoir la recherche au sein de l'Institut d'émission et dans les Etats membres de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA). Cette revue a pour vocation de constituer un support de référence pour les publications des universitaires et chercheurs de l'UEMOA, mais aussi pour les travaux de recherche qui s'intéressent aux économies en développement en général et à celles de l'Union en particulier.

Ce vingtième numéro de la Revue comprend deux (2) articles dont le premier est intitulé : « Is Capital Flight from the Franc Zone Countries Decisive in Explaining their Economic Growth Performance ? » et le second : « Effets de l'endettement public sur l'efficacité de la politique budgétaire dans l'espace UEMOA ».

Le premier article examine l'impact de la fuite des capitaux sur la croissance économique de quinze pays de la Zone franc. En particulier, il analyse le rôle de l'investissement dans cette relation. Il utilise, à cet égard, les techniques des doubles moindres carrés. Il ressort de cette étude que la fuite des capitaux a un impact négatif sur la croissance dans la Zone franc. L'investissement est le canal clé de la transmission de cet effet. En outre, les résultats indiquent que la dette extérieure, l'épargne, le crédit au secteur privé, la corruption et les risques politiques, économiques et financiers, influencent significativement le lien entre la fuite des capitaux et l'investissement. Ces résultats suggèrent qu'une réduction de la fuite des capitaux est cruciale pour booster l'investissement domestique et soutenir la croissance économique en Zone franc. A cet égard, les actions à mettre en œuvre devraient porter sur la minimisation des risques institutionnels, la création des conditions favorables à l'épargne domestique et à l'offre de crédit au secteur privé.

Le second article analyse l'influence de la politique budgétaire sur l'évolution de l'activité économique dans la zone UEMOA, conditionnellement au niveau de la dette extérieure. En s'appuyant sur un modèle de régression à transition lisse (Panel Smooth Transition Regression Model), l'auteur montre que l'impact de la politique budgétaire sur la croissance diminue progressivement quand le niveau de la dette extérieure augmente. En particulier, lorsque le ratio de la dette rapportée au PIB est au-dessus d'un seuil critique de 48%, les effets deviennent négatifs. Au cours de la période de l'étude, l'auteur indique que dans la majorité des cas, les pays de l'Union ont enregistré des ratios d'endettement supérieur au seuil critique. Ce qui limite leur capacité à atteindre le niveau de croissance nécessaire pour réduire significativement la pauvreté.

Au total, ce vingtième numéro de la REM permet d'aborder les questions liées à l'impact des flux de capitaux sur les performances économiques.

IS CAPITAL FLIGHT FROM THE FRANC ZONE COUNTRIES DECISIVE IN EXPLAINING THEIR ECONOMIC GROWTH PERFORMANCE ?

Dr. Ameth Saloum Ndiaye*

Abstract

The literature on the effect of capital flight on growth has paid no attention on what drives this effect. Using a panel data for the 15 Franc zone countries in the period 1970 to 2010, this article investigates the implications of capital flight for economic growth performance, analyzes the role of investment in the growth effect of capital flight and assesses the drivers of the capital flight-investment nexus. The results show that capital flight reduces the economic growth performance in the Franc zone, and that domestic investment is the key channel of the growth effect of capital flight. We find also that external debt, savings, private credit, corruption, and political, economic and financial risks are the main drivers of the capital flight-investment nexus. The key implication of these results is that a reduction in capital flight is crucial to boost domestic investment and increase growth performance in the Franc zone.

ARTICLE INFORMATIONS

Article history: Submitted november 7, 2013

Received in first revised form june 29, 2015

Received in second revised form august 3, 2016

Received in third revised form august 12, 2016

Accepted december 8, 2016

JEL Classification: F20, E22, F43

Key words: Capital flight; economic growth; Franc Zone; WAEMU; CEMAC

* Maître de Conférences Titulaire, Faculté des Sciences Economiques et de Gestion (FASEG) & Centre de Recherches Economiques Appliquées (CREA), Université Cheikh Anta Diop de Dakar (UCAD).

Email : ameth.sndiaye@gmail.com or ameth.sndiaye@ucad.edu.sn

This paper benefited from financial support from the African Economic Research Consortium (AERC), which also funded the presentation of this paper at three workshops (4-8 December 2011 in Nairobi, Kenya; 3-7 June 2012 in Arusha, Tanzania; 2-6 December 2012 in Arusha, Tanzania). The author is also grateful for constructive comments from participants at the 2012 African Economic Conference on 30 October-2 November 2012 in Kigali, Rwanda; at the African Econometric Society (AES) 18th Annual Conference on 24-26 July 2013 in Accra, Ghana; at the International Economic Association (IEA) 17th World Congress on 6-10 June 2014 in Jordan; at the Global Development Network (GDN) 15th Annual Global Development Conference on 18-20 June 2014 in Accra, Ghana.

Résumé

La littérature sur l'effet de la fuite des capitaux sur la croissance n'a porté aucune attention sur ce qui conduit cet effet. En utilisant des données de panel pour les 15 pays de la zone Franc sur la période 1970-2010, cet article examine les implications de la fuite des capitaux sur la croissance économique, analyse le rôle de l'investissement dans l'effet-croissance de la fuite des capitaux et évalue les canaux de conduite du lien entre la fuite des capitaux et l'investissement. Les résultats montrent que la fuite des capitaux réduit la croissance en zone Franc, et que l'investissement est le canal-clé de l'effet-croissance de la fuite des capitaux. Les résultats révèlent aussi que la dette extérieure, l'épargne, le crédit au secteur privé, la corruption et les risques politiques, économiques et financiers sont d'importants déterminants du lien entre la fuite des capitaux et l'investissement. L'implication-clé de ces résultats est qu'une baisse de la fuite des capitaux est cruciale pour booster l'investissement domestique et accroître la croissance économique en zone Franc.

INFORMATIONS SUR L'ARTICLE

Historique de l'article : Soumis le 7 novembre 2013

Reçu en première version révisée le 29 juin 2015

Reçu en deuxième version révisée le 3 août 2016

Reçu en troisième version révisée le 12 août 2016

Accepté le 08 décembre 2016.

Classification JEL : F20, E22, F43

Mots-clés : Fuite des capitaux ; croissance économique ; zone franc ; UEMOA ; CEMAC

1 - INTRODUCTION

The investigation into the implications of capital flight for economic growth performance has received increasing attention from several researchers. In recent years, considerable interest has arisen in the extent to which capital flight has a detrimental impact on economic development (UNDP, 2011). Indeed, capital flight reduces resources that could have been invested to create wealth in the originating countries. Capital flight has therefore a potentially negative effect on economic growth. According to Ajayi (1995), the sluggish economic growth in most developing countries has been attributed to capital flight. The UNDP (2011) argues that the magnitude of capital flight is a major hindrance to the mobilization of domestic resources for development, implying that capital flight aggravates resource constraints and contributes to undermining long-term economic growth (Beja, 2007). The size of capital flight from developing countries is assuming a serious dimension that poses a huge threat to sustainable growth, especially in Africa (Ayadi, 2008).

While authors agree about the potential adverse influence of capital flight on growth, there is however no consensus on the definition of capital flight (Hermes et al., 2002a). On the one hand, some authors define capital flight as abnormal capital outflows, and not normal capital outflows (Deppler and Williamson, 1987; Kindleberger, 1987; Walter, 1987). They consider that capital flight, which is abnormal capital outflows, occurs when there is high uncertainty and risk regarding returns on domestic assets of residents who then take their money and run in order to avoid considerable losses in their domestic wealth. On the contrary, they argue that normal capital outflows, which are related to concerns of residents to diversify their portfolio abroad or to the activities of domestic commercial banks to extend their assets overseas, should not be considered as capital flight. On the other hand, other authors consider that capital flight should not be distinguished from normal capital outflows (Erbe, 1985; World Bank, 1985; Morgan Guaranty, 1986, 1988). They define capital flight as both normal and abnormal capital outflows since it is impossible to differentiate, on an empirical basis, normal capital outflows from those that are not normal (Gordon and Levine, 1989).

Following the advocates for a non-distinction, this present article defines capital flight as normal and abnormal capital outflows, as what really matters is that for countries confronted with great deficits of their current account and with the payments of their external debt (and which are thus in need for foreign capital), both normal and abnormal outflows increase their difficulties to finance their net imports and the payments of their external debts (Hermes et al., 2002a). Therefore, this study considers capital flight to be related to concerns of residents to diversify their portfolio abroad and to activities of domestic commercial banks to extend their assets overseas due to macroeconomic uncertainty, political and institutional instability, less developed financial system, and higher rate of return differentials abroad¹. We consider also that capital flight is related to the existence of high uncertainty and risk of losses in the real value of domestic assets of residents, forcing them to shift their portfolio in favour of foreign assets, in a context of portfolio choice (Collier et al., 2004). In addition, for the case of the Franc Zone (FZ) countries, capital flight may be related to the capital account liberalization that happened in this zone in the 1990s and to the weakness of national financial systems with fewer opportunities for domestic portfolio diversification. However, the fact that it is private individuals who engage in capital flight does not imply that capital flight is a purely private matter. The funds that leave

¹ The phenomenon of capital flight may occur simply because returns on assets are higher overseas, compared with assets held domestically (Vos, 1992; Hermes et al., 2002b; Alam and Quazi, 2003).

African countries in the form of private assets under capital flight could be primarily public funds such as debt, aid and revenues from natural resources, as shown in several studies (Henry, 1996; Quazi, 2004; Ndikumana et al., 2015). Consequently, capital flight is also related to the flows of capital flight stemming from the need of corrupt leaders to stash looted assets away from the domestic economy (Loungani and Mauro, 2000; Le and Rishi, 2006; Cerra et al., 2008). Corrupt leaders indeed take advantage of their favourable position to amass a personal fortune abroad (Boyce and Ndikumana, 2001). Nevertheless, for the FZ countries, part of those looted assets may not be channelled overseas as capital flight, but hidden in leaders' houses.

This paper explores the impact of capital flight on growth for the FZ which includes 15 countries: Benin, Burkina Faso, Cameroon, Central African Republic, Chad, Comoros, Congo, Côte d'Ivoire, Equatorial Guinea, Gabon, Guinea-Bissau, Mali, Niger, Senegal and Togo. The FZ is divided into 3 groups which are: the West African Economic and Monetary Union (WAEMU) with 8 countries (Benin, Burkina Faso, Côte d'Ivoire, Guinea-Bissau, Mali, Niger, Senegal and Togo); the Central African Economic and Monetary Community (CEMAC) with 6 countries (Cameroon, Central African Republic, Chad, Congo, Equatorial Guinea, Gabon); and Comoros. The WAEMU, the CEMAC and Comoros have different currencies, but have the same fixed exchange rate between their currencies and the euro².

The importance of investigating the growth effect of capital flight for the FZ countries deserves serious attention for diverse reasons. First, recent estimates revealed that capital flight from these countries is massive and comprised a remarkable magnitude of \$130.5 billion, representing 123.7% of GDP, and \$27899 per capita, in the period 1970 to 2010 (Ndikumana et al., 2015)³. This massive capital flight from these countries reduces dramatically resources that could have been used in support of domestic investment and growth. Second, one of the characteristics of the FZ is the existence of a fixed exchange rate between the CFA Franc and the euro. This fixed exchange rate means that the FZ countries are unable to adjust the exchange rate, resulting in a higher sensitivity of economic growth to real shocks (Savvides, 1996), a circumstance that promotes capital flight from this zone. Third, another characteristic of the FZ is the principle of free circulation of capital. This capital account openness increases the FZ countries' vulnerability to fluctuations in capital flows, especially by providing legal channels of capital flight (Ariyoshi et al., 2000), which therefore facilitates capital flight from the zone.

The implication of capital flight for economic growth is a topical question as shown by the official adoption of the Sustainable Development Goals (SDG) by the UN General Assembly on 25th September 2015 in New York which marks the first time that illicit financial flows, including capital flight, are considered as a part of the world development agenda. In this study more specifically, the objective is to provide empirical evidence regarding the following research questions: to what extent does capital flight from the FZ countries affect their growth performance? Does the growth effect of capital flight operate fundamentally through investment? And what are the drivers of the effect of capital flight on investment?

² The currency for the WAEMU countries is called *Franc CFA*, i.e. Franc of the *Communauté Financière Africaine (CFA)*. The currency for the CEMAC countries is also *Franc CFA*, i.e. Franc of the *Coopération Financière en Afrique Centrale*. The currency for Comoros is called *Franc Comorien*. The exchange rate between these currencies and the euro is fixed at CFA Franc 655.957 for 1 euro.

³ The sample in Ndikumana et al., (2015) included the following nine FZ countries: Burkina Faso, Cameroon, Central African Republic, Chad, Congo, Côte d'Ivoire, Gabon, Guinea-Bissau, and Togo.

There have been few empirical studies on the impact of capital flight on economic growth (Beja, 2007; Bakare, 2011). However, those studies did not explore empirically the channels through which capital flight affects growth. Only Ndiaye (2009b) and Fofack and Ndikumana (2010) provided evidence of the association between capital flight and investment as a channel, but they did not examine the implications for growth. The literature on the effect of capital flight on growth has therefore paid no attention on the role of investment in the growth effect of capital flight, and on what drives the effect of capital flight on investment. This present article contributes thus to a better understanding of the main channel through which capital flight influences growth, particularly investment, and of the drivers of the capital flight-investment nexus. In addition, this paper provides updated estimates of the magnitude of capital flight from the FZ countries, compared to Ndiaye (2009b).

The rest of the paper is organized as follows. Section 2 provides the measurement and the magnitude of capital flight from the FZ countries. Section 3 presents stylized facts on capital flight and economic growth in the FZ. Section 4 reviews the literature on the link between capital flight and growth. Section 5 estimates econometrically the effect of capital flight on economic growth in this zone. Section 6 concludes the paper and indicates some policy implications.

2 - CAPITAL FLIGHT: MEASUREMENT AND MAGNITUDE

2.1. Measuring capital flight

The methods of measuring capital flight in the literature are the following: the residual method, the Dooley method, the hot money method, and the asset method (See Ndiaye, 2011 for a detailed review). However, in this paper, we use the residual method as the other methods have important drawbacks (Ndiaye, 2011). Indeed, the Dooley method and the hot money method are conceptually wrong in so far as the distinction between normal and abnormal capital outflows is impossible on an empirical basis, and the asset method is too narrow (Hermes et al., 2002a), as it does not take account of the other forms of capital flight.

As in Ndiaye (2009a, 2009b and 2011), this article uses the two versions of the residual method, notably the World Bank (1985) version and that of Morgan Guaranty (1986). However, the residual method does not consider important adjustments such as the exchange rate fluctuations, trade misinvoicing and inflation. Therefore, we adjust these two versions of the residual method for exchange rate fluctuations, for trade misinvoicing and for inflation, following Boyce and Ndikumana (2001).⁴

Adjustment for exchange rate fluctuations

The World Bank's debt data are reported in a common currency: the US Dollar. Yet countries hold debts denominated in a variety of currencies. Table 1 shows the currency composition of the 15 FZ countries' long-term debt in 10 currencies: Deutsche Mark, euro, French Franc, Japanese Yen, UK Pound, Swiss Franc, IMF Special Drawing Rights, US Dollar, multiple currencies, and other currencies.

⁴ In addition to those three adjustments, Boyce and Ndikumana (2001) also took into account an adjustment for imputed interest earnings. However, these authors asserted that adjustment for inflation is useful in examining the causes and effects of capital flight, while adjustment for imputed interest earnings permits more appropriate comparisons of capital flight to other aggregates, such as the stock of debt. Since the objective of this study is to analyze the effect of capital flight on growth, adjustment for imputed interest earnings is thus not appropriate. Therefore, we take into account only adjustments for exchange rate fluctuations, trade misinvoicing and inflation.

Table 1: Currency composition of the FZ countries' long-term debt, various currencies (%), 1970–2010

Countries	Deutsche Mark	Euro	French Franc	Japanese Yen	UK Pound	Swiss Franc	SDR Dollar	US Dollar	Multiple currencies	Other currencies
Benin	1.1	1.0	18.2	0.5	0.5	0.2	1.1	31.6	7.0	26.9
Burkina Faso	4.0	0.4	19.9	0.0	2.2	0.0	1.3	32.7	10.5	17.0
Cameroon	9.1	7.7	20.9	0.3	1.7	0.5	0.1	18.6	10.7	18.4
Central African Republic	3.8	0.8	17.0	0.3	0.3	2.7	3.6	35.4	10.4	13.7
Chad	2.3	0.6	10.1	0.0	0.2	0.0	0.2	31.9	13.7	29.0
Comoros	0.0	1.7	25.9	0.0	0.0	0.0	0.8	21.9	4.2	33.5
Congo	2.0	5.3	26.5	0.1	3.4	0.5	0.4	19.3	4.1	26.4
Côte d'Ivoire	3.8	3.8	24.1	0.6	0.6	2.1	0.3	30.4	11.7	10.6
Equatorial Guinea	2.0	3.6	2.9	0.0	0.0	0.0	0.0	25.0	6.3	48.1
Gabon	4.7	6.7	33.3	0.8	3.0	0.5	0.0	21.4	5.3	12.3
Guinea-Bissau	0.2	1.4	2.5	0.0	0.0	5.2	0.0	25.6	15.0	25.8
Mali	1.8	1.9	18.0	0.8	8.3	3.4	0.1	17.1	9.6	26.9
Niger	3.1	2.3	35.8	0.9	0.6	0.1	1.4	24.4	0.4	18.9
Senegal	5.3	2.1	20.5	1.1	0.2	0.3	0.5	29.3	7.1	21.5
Togo	11.4	2.2	11.8	2.0	3.1	6.4	0.5	30.0	4.1	16.5
Franc Zone	3.6	2.8	19.2	0.5	1.6	1.5	0.7	26.3	8.0	23.0

Source: Author's computations using data from World Bank's, *International Debt Statistics* (online edition)

Note: Figures are the average value of annual data on the currency composition of FZ countries' long-term debt in various currencies over the period 1970 to 2010.

In the World Bank data, debt stocks are converted to dollars using the end-of-year exchange rate. The exchange rate fluctuations lead to a change in the debt stock, and thus a variation in the capital flight measure. To correct for these potential discrepancies, Boyce and Ndikumana (2001) adjusted the change in long-term debt stock for fluctuations in the exchange rate of the dollar against other currencies as follows:

$$\Delta DETAJU_t = DET_t - NOUDET_{t-1} \quad (1)$$

Where $\Delta DETAJU_t$ is the adjusted change in debt for fluctuations in the exchange rate of the dollar against other currencies; DET_t is the stock of the debt of year t measured by the exchange rate at the end of year t ; and $NOUDET_{t-1}$ is the stock of the debt of year $t-1$ measured by the exchange rate at the end of year t . $NOUDET_{t-1}$ is computed as follows:

$$NOUDET_{i,t-1} = \sum_{j=1}^7 (\alpha_{ij,t-1} * DETLT_{i,t-1}) / (TC_{jt} / TC_{j,t-1}) + CRFMI_{i,t-1} / (TC_{DTS,t} / TC_{DTS,t-1}) + AUTRELT_{i,t-1} + MULTLT_{i,t-1} + DETLTEU_{i,t-1} + DETCT_{i,t-1} \quad (2)$$

Where $DETLT$ is total long-term debt; α_j is the proportion of long-term debt held in currency j (j = French Franc, Deutsche Mark, Japanese Yen, Swiss Franc, IMF Special Drawing Rights, UK Pound and the euro⁵); TC is the end-of-year exchange rate of the currency of denomination against the dollar (expressed as units of currency per US Dollar); $CRFMI$ is the use of IMF credit denominated SDR; $AUTRELT$ is long-term debt denominated in other unspecified currencies; $MULTLT$ is long-term debt denominated in multiple currencies; $DETLTEU$ is long-term debt denominated in US dollars; and $DETCT$ is short-term debt.

⁵ Euro is considered from 2001, while Deutsche Mark and French Franc are taken into consideration up to 2000.

Adjustment for trade misinvoicing

Following Ajayi (1997) and Boyce and Ndikumana (2001), we estimate trade misinvoicing between the FZ countries and their industrialized country trading partners. Total trade misinvoicing (FALSCOM) is computed as:

$$FALSCOM_{it} = \frac{DEX_{it}}{PMEX_i} + \frac{DIM_{it}}{PMIM_i} \quad (3)$$

Where DEX is export discrepancies between the FZ countries and the industrialized countries; DIM is import discrepancies between the FZ countries and the industrialized countries; PMEX is the average shares of the industrialized countries in the FZ countries' exports; and PMIM is the average shares of the industrialized countries in the FZ countries' imports. DEX and DIM are computed as follows:

$$DEX_{it} = IMPI_{it} - (EXPAZF_{it} * CAF_t) \quad (4)$$

$$DIM_{it} = IMPAZF_{it} - (EXPI_{it} * CAF_t) \quad (5)$$

Where IMPI is the value of the industrialized countries' imports from the FZ countries as reported by the industrialized trading partners; IMPAZF is the FZ countries' imports from the industrialized countries as reported by the FZ countries; EXPAZF is the FZ countries' exports to the industrialized countries as reported by the FZ countries; EXPI is the industrialized countries' exports to the FZ countries as reported by the industrialized trading partners; CAF is the factor representing the cost of freight and insurance (c.a./f.a.b).

Inflation adjustment

Given that all data are in dollars, we use the US producer price index to adjust capital flight for inflation. The resulting data are useful in examining the year-to-year changes in real capital flight. Real capital flight is calculated as follows:

$$FCR(BM)_{it} = \frac{(\Delta DETAJU_{it} + INDE_{it}) - (CC_{it} + \Delta RES_{it}) + FALSCOM_{it}}{IPPEU_t} \quad (6)$$

$$FCR(MG)_{it} = FCR(BM)_{it} - \frac{\Delta ABD_{it}}{IPPEU_t} \quad (7)$$

Where FCR(BM) is real capital flight calculated using the World Bank version of the residual method adjusted for exchange rate fluctuations, trade misinvoicing and inflation; FCR(MG) is real capital flight computed using the Morgan Guaranty version of the residual method adjusted for exchange rate fluctuations, trade misinvoicing and inflation; ABD indicates the assets held overseas by the domestic banks; and IPPEU is the US producer price index.

2.2. The magnitude of capital flight from the FZ countries

Several measures of the magnitude of capital flight from the FZ countries are available in the literature (see Table A.1 in the appendix). Using the World Bank version of the residual method, Ojo (1992) estimated capital flight from 3 heavily indebted countries, including 1 country in the FZ, Côte d'Ivoire. This author revealed that, from 1975 to 1991, total capital flight from Côte d'Ivoire stood at \$10.9 billion.

Ajayi (1997) evaluated the magnitude of capital flight from 18 severely indebted low-income countries in sub-Saharan Africa, including 5 FZ countries (Central African Republic, Côte d'Ivoire, Guinea-Bissau, Mali and Niger). The estimates showed that cumulative capital flight from those 5 FZ countries, from 1980 to 1991, stood at \$4.7 billion with the World Bank version of the residual method, \$4.9 billion with the Morgan Guaranty version of the residual method, \$11.9 billion with the World Bank version of the residual method adjusted for trade misinvoicing, and \$12.1 billion with the Morgan Guaranty version of the residual method adjusted for trade misinvoicing. In relative terms, with the World Bank version of the residual method, the results showed that the ratio of capital flight to gross national product (GNP) is 9.5%, 39%, 115.4%, 39.7% and 14.3% respectively for Central African Republic, Côte d'Ivoire, Guinea-Bissau, Mali and Niger, and that the ratio of capital flight to external debt amounted to 14.6%, 18%, 41.5%, 36.2% and 20.3% respectively for the same countries.

Hermes et al. (2002a) estimated, by using the World Bank version of the residual method, capital flight from 4 regions: East Asia, South Asia, Latin America and sub-Saharan Africa. Two FZ countries (Cameroon and Côte d'Ivoire) were included in the sample. The results indicated that capital flight from Cameroon stood at \$480 million from 1983 to 1989 and at \$460 million from 1990 to 1998, and that capital flight from Côte d'Ivoire amounted to \$296 million over the first period and to -\$346 million over the second period. For Cameroon, capital flight represented 4.6% of GDP from 1983 to 1989 and 4.9% of GDP from 1990 to 1998, while for Côte d'Ivoire, capital flight was equivalent to 3% of GDP over the first period and to -3.9% of GDP over the second period.

Ndikumana and Boyce (2003) provided estimates of capital flight from 11 countries in the FZ (Benin, Burkina Faso, Cameroon, Central African Republic, Congo, Côte d'Ivoire, Gabon, Mali, Niger, Senegal, and Togo), using the World Bank version of the residual method adjusted for exchange rate fluctuations, trade misinvoicing and inflation. The findings indicated that, in the period 1970 to 1996, total capital flight from these 11 FZ countries accounted for roughly \$25 billion.

Ndikumana and Boyce (2008) estimated capital flight from sub-Saharan African countries, including 13 FZ countries (Benin, Burkina Faso, Cameroon, Central African Republic, Chad, Comoros, Congo, Côte d'Ivoire, Gabon, Mali, Niger, Senegal, and Togo). Using the World Bank version of the residual method adjusted for exchange rate fluctuations, for debt write-offs, for trade misinvoicing, for underreporting of remittances and for inflation, the results revealed that total capital flight from the 13 FZ countries amounted to roughly \$59.7 billion over the period 1970-2004, representing 95.5% of GDP and 100.7% of external debt.

Using the World Bank version of the residual method adjusted for trade misinvoicing, UNDP (2011) found that total illicit financial flows from 11 FZ countries (Benin, Burkina Faso, Central

African Republic, Chad, Comoros, Equatorial Guinea, Guinea-Bissau, Mali, Niger, Senegal, and Togo), in the period 1990 to 2008, accounted for \$30.7 billion.

Capital flight from 7 FZ countries (Burkina Faso, Cameroon, Chad, Comoros, Congo, Côte d'Ivoire, and Gabon), from 1970 to 2008, totalled a remarkable magnitude of \$117.1 billion, with the World Bank version of the residual method adjusted for exchange rate fluctuations, debt write-offs, trade misinvoicing, underreporting of remittances and inflation (Ndikumana and Boyce, 2011a and 2011b).

Using also the World Bank version of the residual method adjusted for exchange rate fluctuations, debt write-offs, trade misinvoicing, underreporting of remittances and inflation, Ndikumana et al. (2015) found that cumulative capital flight, in the period 1970 to 2010, from 9 FZ countries (Burkina Faso, Cameroon, Central African Republic, Chad, Congo, Côte d'Ivoire, Gabon, Guinea Bissau, and Togo) stood at \$130.5 billion.

These measures of capital flight from past empirical studies vary, depending on the method of estimation used, the period considered, and the sample chosen.

3 - STYLIZED FACTS ON CAPITAL FLIGHT AND ECONOMIC GROWTH IN THE FZ

Our sample includes all the 15 countries in the FZ: Benin, Burkina Faso, Cameroon, Central African Republic, Chad, Comoros, Congo, Côte d'Ivoire, Equatorial Guinea, Gabon, Guinea-Bissau, Mali, Niger, Senegal and Togo. The time period is 1970–2010 for all countries, except for Comoros (1980–2010)⁶, Congo (1971–2010), Equatorial Guinea (1987–2010) that became a member of the FZ on 1 January 1985⁷, Gabon (1970–2010), Guinea-Bissau (1998–2010) that became a member of the FZ on 2 May 1997, and for Mali (1985–2010) as this country became a member of the FZ on 1 June 1984.

We have used a mean difference test between the adjusted World Bank version and the adjusted Morgan Guaranty version. The findings, reported in Table A.2 in the appendix, show a statistically significant difference between these capital flight measures, suggesting that we can use both in the following empirical analysis.

Table 2 reports real capital flight from the FZ in the period 1970 to 2010 and indicates its ratios to GDP and to investment. The results reveal contrasted capital movements across the FZ countries (as illustrated also in Figures A.1 and A.2 in the appendix). Capital flight is found to be positive for 10 countries: Burkina Faso, Cameroon, Central African Republic, Chad, Congo, Côte d'Ivoire, Equatorial Guinea, Gabon, Guinea-Bissau, and Togo, implying that these countries recorded net capital outflows. A potential explanation of positive capital flight may be related to the fact that these countries are oil and other natural resource rich countries and have experienced episodes of political instability, circumstances that both promote capital flight (Fielding, 2004; Davies, 2008). Among these 10 countries, 4 experienced a massive capital flight with a magnitude exceeding \$10 billion. Topping the list are Côte d'Ivoire (\$41.2 or \$40.6 billion of capital flight, representing respectively 352.9% or 347.8% of GDP and 2171.2% or 2139.6% of investment), Gabon (\$23.0 or \$22.6 billion of capital flight, representing respectively

⁶ To estimate capital flight from Comoros, we consider the period 1980–2010 with respect to the adjusted World Bank method. However, regarding the adjusted Morgan Guaranty method, the period considered is 1982–2010 because assets held overseas by domestic banks in Comoros are available only from 1982 to 2010.

⁷ But data with which capital flight from this country is computed are available only for the period 1987 to 2010.

366.5% or 359.7% of GDP and 1259.5% or 1236.3% of investment), Congo (\$20.1 or \$19.6 billion of capital flight, representing respectively 397.3% or 386.6% of GDP and 1595.3% or 1552.3% of investment) and Cameroon (\$11.4 or \$10.6 billion of capital flight, representing respectively 82.2% or 76.6% of GDP and 499.8% or 465.6% of investment). The 6 remaining countries in the list of 10 countries recorded a magnitude of capital flight ranging from \$1.1 to \$8.0 billion (adjusted World Bank method) or between \$0.5 and \$7.8 billion (adjusted Morgan Guaranty method).

Capital flight is found to be negative for 5 countries: Benin, Comoros, Mali, Niger, and Senegal, suggesting that these countries benefited from net capital inflows in the period. A potential explanation of negative capital flight may be related to trade misinvoicing. In the period 1970 to 2010, our computations show that, except for Mali, these countries experienced negative amounts of trade misinvoicing (\$-13 billion for Senegal, \$-3.3 billion for Niger, \$-2.6 billion for Benin, \$-0.1 billion for Comoros), implying negative capital flight.

Our computations show also that all of the 6 countries in the Central African Economic and Monetary Community (CEMAC) have experienced a positive capital flight (Cameroon, Central African Republic, Chad, Congo, Equatorial Guinea, and Gabon), while only 4 countries in the West African Economic and Monetary Union (WAEMU) have recorded a positive capital flight (Burkina Faso, Côte d'Ivoire, Guinea Bissau, and Togo). The magnitude of capital flight is considerably higher in the CEMAC (\$67.5 or \$65.3 billion, representing respectively 190.3% or 184.2% of GDP and 748.8% or 725.1% of investment) than in the WAEMU (\$19.4 or \$14.9 billion, representing respectively 54.8% or 42.2% of GDP and 262.4% or 202.0% of investment). Capital flight from CEMAC accounts for 77.7% or 81.5% of total capital flight from the FZ. The predominance of capital flight from the CEMAC can be driven by the productive structure of the CEMAC countries, which are all oil and other natural resource rich countries.

Table 2: Real capital flight from the FZ, 1970–2010 (million 2000 US\$, % of GDP and % of investment)

Countries	Real capital flight, World Bank				Real capital flight, Morgan Guaranty			
	Total	Mean	% GDP	% Investment	Total	Mean	% GDP	% Investment
Benin	-2678.2	-65.3	-80.3	-311.3	-3410.8	-83.2	-102.2	-396.4
Burkina Faso	1330.6	32.5	29.3	397.7	465.1	11.3	10.2	356.7
Cameroon	11435.7	278.9	82.2	499.8	10652.7	259.8	76.6	465.6
Central African Republic	2272.7	55.4	215.6	1487.1	2206.7	53.8	209.3	1463.6
Chad	2594.7	63.3	83.8	227.6	2435.1	59.4	78.6	213.6
Comoros	-68.8	-2.2	-27.8	-229.2	-183.6	-6.3	-74.3	-611.7
Congo	20132.6	503.3	397.3	1595.3	19590.6	489.8	386.6	1552.3
Côte d'Ivoire	41170.4	1004.2	352.9	2171.2	40572.3	989.6	347.8	2139.6
Equatorial Guinea	8007.9	333.7	132.2	335.8	7844.2	326.8	129.5	329.0
Gabon	23041.9	562.0	366.5	1259.5	22617.4	551.6	359.7	1236.3
Guinea-Bissau	1104.4	85.0	451.9	5140.9	1051.5	80.9	430.2	4894.5
Mali	-1473.4	-56.7	-35.5	-141.4	-2228.2	-85.7	-53.7	-213.8
Niger	-8595.4	-209.6	-307.7	-2123.1	-8839.8	-215.6	-316.4	-2183.5
Senegal	-15867.9	-387.0	-227.7	-727.6	-16742.7	-408.4	-240.2	-767.7
Togo	4436.1	108.2	258.0	1421.8	4089.2	99.7	237.8	1310.6
WAEMU	19426.7	63.9	54.8	262.4	14956.6	48.6	42.2	202.0
CEMAC	67485.7	299.4	190.3	748.8	65346.6	290.2	184.2	725.1
Franc Zone	86843.5	153.7	122.1	528.0	80119.6	141.6	112.6	487.2

Source: Author's computations using data from World Bank's *World Development Indicators*, *International Debt Statistics* and *Africa Development Indicators* (online edition), and IMF's *Direction of Trade Statistics*, *International Financial Statistics*, *Balance of Payments Statistics* and *Selected Issues and Statistical Appendix* (online edition).

As a whole, in the period 1970 to 2010, total real capital flight from the 15 FZ countries is found to be positive and massive with a magnitude that stands at roughly \$86.8 or \$80.1 billion, representing respectively \$153.7 or \$141.6 million annually, 122.1% or 112.6% of GDP and 528.0% or 487.2% of domestic investment. Therefore, the group of 15 countries in the FZ

experienced net capital outflows. This is consistent with empirical evidence that has shown that capital flight from the FZ is caused by businesses (through trade misinvoicing operated by exporters and importers) and by individuals (via external debt and foreign aid which are in part channelled overseas as capital flight by corrupt leaders) (see Ndiaye, 2009a and Ndiaye, 2011).

As reported in Table 3, during the same period (1970–2010), the FZ countries experienced a low investment rate of 21.2% and a low economic growth rate of 3.9%. In addition, Table 4 reveals high volatility of investment, private investment, public investment, economic growth and capital flight, with coefficients of variation of respectively 108.8%, 100.7%, 106.8%, 206.4% and 442.3% or 486.1%.

Table 3: Investment and growth rate in the FZ, 1970–2010

Countries	Investment		Growth rate
	Million\$	% PIB	%
Benin	10529.6	16.9	3.5
Burkina Faso	12527.3	19.2	4.4
Cameroon	68809.1	19.6	3.8
Central African Republic	3838.9	11.5	1.4
Chad	13578.1	17.9	3.7
Comoros	1096.5	19.2	2.1
Congo	29767.2	28.0	4.5
Côte d'Ivoire	53000.4	15.5	2.6
Equatorial Guinea	16946.9	51.5	16.4
Gabon	61152.2	32.7	4.0
Guinea-Bissau	168.2	11.5	-0.2
Mali	13230.9	22.3	4.0
Niger	7546.9	13.5	2.1
Senegal	30396.3	17.6	3.0
Togo	9239.8	20.9	2.6
Franc Zone	331828.7	21.2	3.9

Source: Author's computations using data from World Bank's *World Development Indicators*, and *Africa Development Indicators* (online edition).

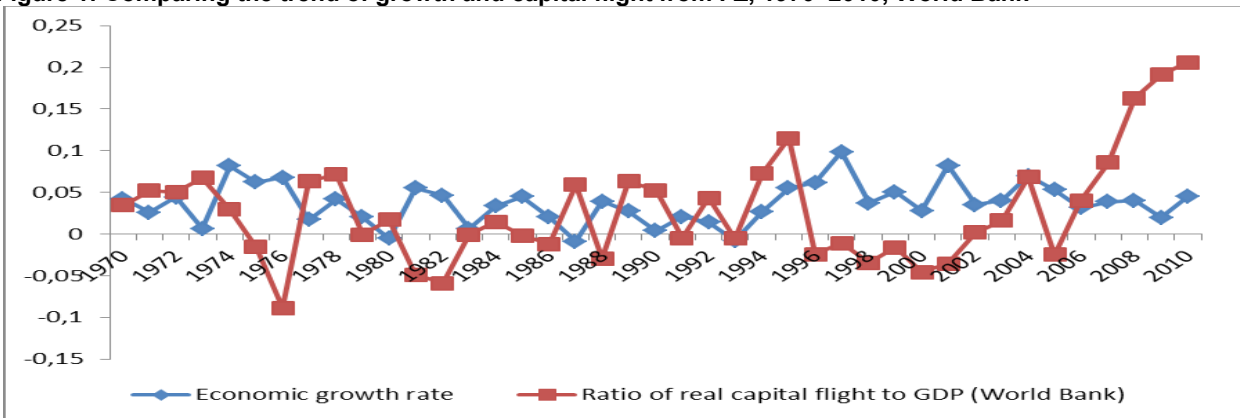
Table 4: Descriptive statistics of capital flight, investment and growth in FZ, 1970–2010 (million 2000 US\$)

Indicators	Real capital flight		Investment	Growth rate
	World Bank	Morgan Guaranty		
Mean	159.6	147.8	608.6	3.7%
Minimum	-3934.3	-4043.6	10.2	-28.1%
Maximum	4023.1	4188.5	3729.1	71.2%
Standard deviation	706.0	718.6	662.1	7.6%
Coefficient of variation	442.3%	486.1%	108.8%	206.4%
Observations	544	542	553	588

Source: Author's computations using data from World Bank's *World Development Indicators*, *International Debt Statistics* and *Africa Development Indicators* (online edition), and IMF's *Direction of Trade Statistics*, *International Financial Statistics*, *Balance of Payments Statistics* and *Selected Issues and Statistical Appendix* (online edition).

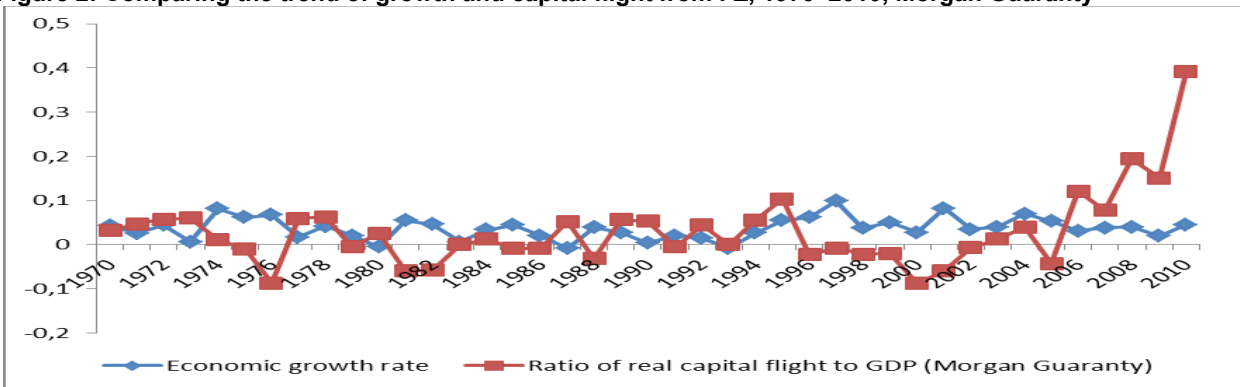
Theory explaining capital flight suggests that this phenomenon is driven both by private and public actors (Ndikumana and Boyce, 2003 and 2011b; Ndiaye, 2009a and 2011), which implies that an increase in capital flight would reduce private and public investments, and hence economic growth. The results from Table 2 above show that capital flight accounts for 5.3 times or 4.9 times domestic investment in the FZ, implying that the magnitude of capital flight exceeds the level of domestic investment in this zone. Therefore, the higher the magnitude of capital flight from the FZ, the fewer these countries have resources that can be mobilized to finance their investment needs and consequently to promote their economic growth. Figures 1 and 2 show the potential link between capital flight and economic growth. These figures indicate that whenever capital flight increases, economic growth declines, and inversely, suggesting a potential negative link between these two variables.

Figure 1: Comparing the trend of growth and capital flight from FZ, 1970–2010, World Bank



Source: Author's computations using data from World Bank's *World Development Indicators*, *International Debt Statistics* and *Africa Development Indicators* (online edition), and IMF's *Direction of Trade Statistics*, *International Financial Statistics*, *Balance of Payments Statistics* and *Selected Issues and Statistical Appendix* (online edition).

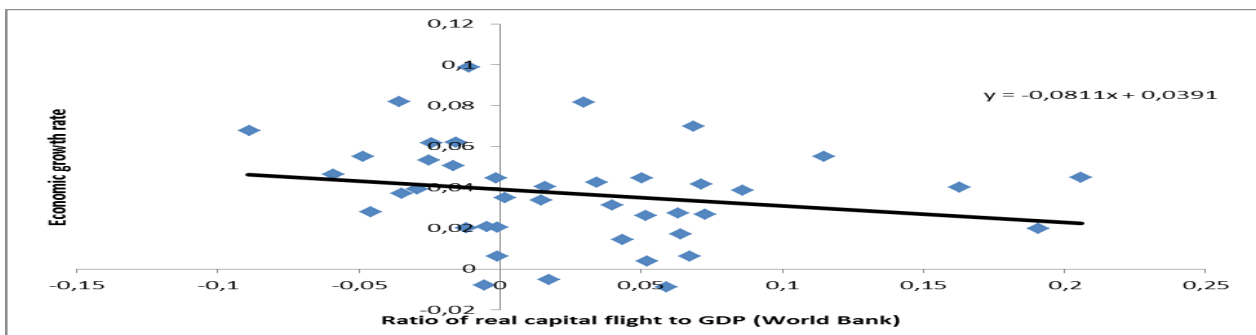
Figure 2: Comparing the trend of growth and capital flight from FZ, 1970–2010, Morgan Guaranty



Source: Author's computations using data from World Bank's *World Development Indicators*, *International Debt Statistics* and *Africa Development Indicators* (online edition), and IMF's *Direction of Trade Statistics*, *International Financial Statistics*, *Balance of Payments Statistics* and *Selected Issues and Statistical Appendix* (online edition).

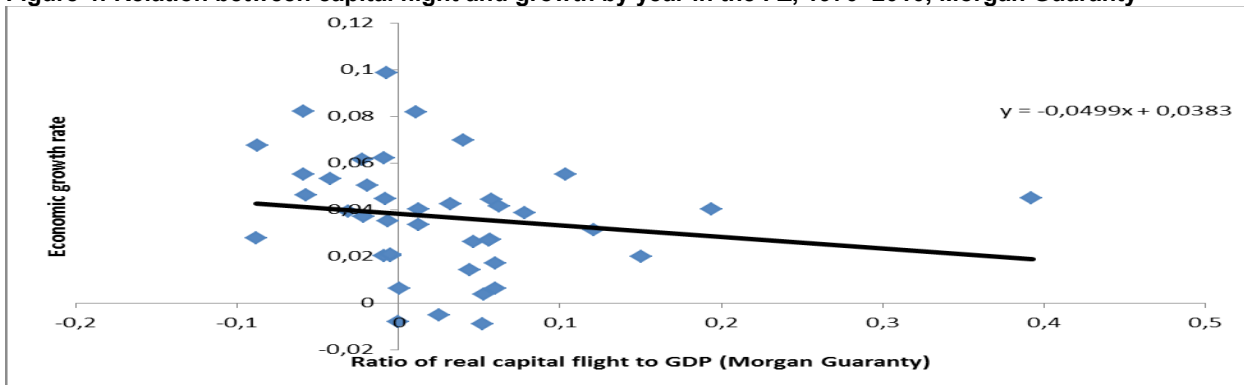
The potential negative relationship between capital flight and growth by year is shown in Figures 3 and 4, which reveal that a rise in capital flight is associated with a fall in growth.

Figure 3: Relation between capital flight and growth by year in the FZ, 1970–2010, World Bank



Source: Author's computations using data from World Bank's *World Development Indicators*, *International Debt Statistics* and *Africa Development Indicators* (online edition), and IMF's *Direction of Trade Statistics*, *International Financial Statistics*, *Balance of Payments Statistics* and *Selected Issues and Statistical Appendix* (online edition).

Figure 4: Relation between capital flight and growth by year in the FZ, 1970–2010, Morgan Guaranty



Source: Author's computations using data from World Bank's *World Development Indicators*, *International Debt Statistics* and *Africa Development Indicators* (online edition), and IMF's *Direction of Trade Statistics*, *International Financial Statistics*, *Balance of Payments Statistics* and *Selected Issues and Statistical Appendix* (online edition).

4 - LINK BETWEEN CAPITAL FLIGHT AND ECONOMIC GROWTH: WHAT THE LITERATURE SAYS

Effect of capital flight on growth

In the literature, authors unanimously recognize the potential adverse effect of capital flight on economic growth, as shown in Table A.3 in the appendix. Bakare (2011) indicated that capital flight limits growth in Nigeria. Beja (2007) found that capital flight contributes to the lowering of the quality of long-term economic growth in the Philippines. Cervena (2006) found that capital flight has detrimental effects on long-term economic growth for African countries, Latin American countries, Asian countries and East European countries. The empirical results from Lan (2009) supported the evidence that capital flight plays a crucial role in influencing economic growth in the Association of Southeast Asian Nations (ASEAN). Forgha (2008) revealed that capital flight has a negative impact on economic growth in Cameroon. Finally, Gusarova (2009) indicated that capital flight has a negative impact on economic growth for a sample of 139 countries.

Investment: the fundamental channel of the growth effect of capital flight

As indicated above, capital flight reduces resources that could have been invested to increase growth, suggesting then that capital flight affects economic growth through fundamentally investment. The phenomenon of capital flight takes place through transferring abroad a portion of domestic private savings. The persistence of this phenomenon can lead to a decline in domestic savings, resulting in fewer resources available for the financing of domestic investment and for the promotion of economic growth. Ndikumana (2009) asserted that capital flight reduces domestic investment by decreasing the volume of savings channelled through the domestic financial system, hence retarding economic growth.

The high levels of capital flight pose serious challenges for domestic resource mobilization in support of investment and growth in Africa (Fofack and Ndikumana, 2010), suggesting that capital flight leads to a fall in domestic investment (Lawanson, 2007). Boyce and Ndikumana (2001) revealed that low investment levels in Africa were attributed to capital flight. According to the UNDP (2011), capital flight significantly reduces the volume of resources available for domestic investment in the Millennium Development Goals (MDG) and productive capacities. Therefore, by decreasing investment, capital flight can affect economic growth negatively. In that

sense, Pastor (1990) argued that growth is reduced partly because investment has been diverted abroad as capital flight. Kosarev and Grigoryev (2000) also asserted that capital flight worsens the possibility of investments for further development of the economy.

The empirical literature supports the evidence of a negative influence of capital flight on growth through investment. Fedderke and Liu (2002) revealed that capital flight from South Africa negatively affects the economy of this country by reducing private investment. Greene (2002) asserted that, during the period before 1997, capital outflows from the Asian countries in crisis had been the basis of low investment in these countries. Using the Generalized Method of Moments (GMM), Fofack and Ndikumana (2010) showed that capital flight significantly reduces total domestic investment and private investment in sub-Saharan African countries, while its impact on public investment is found to be insignificant, thus suggesting that the negative effect of capital flight on domestic investment operates more through private investment than via public investment. With the same econometric estimation technique, Ndiaye (2009b) also found the same results for the FZ countries. Using the Vector Autoregressive Model approach, Bakare (2011) indicated that capital flight crowds out investment and worsens capital formation in Nigeria. This result has also been found in Ayadi (2008) for Nigeria.⁸ In the case of emerging markets, Yalta (2010) found that capital flight dramatically reduces private investment, but does not have any effect on public investment.

The drivers of the capital flight-investment nexus

The investment impact of capital flight operates via public resources that are supposed to fund public investment and private resources that could finance private investment. This impact may also depend on the level of corruption and the country risks.

A first driver of the effect of capital flight on investment may be tax revenue. Researchers have noted indeed the importance of the tax base erosion (Pastor, 1990) as one of the negative consequences of capital flight. Ndikumana (2009) indicated that capital flight affects the government budget balance by shrinking the tax base through reduced domestic economic activity. According to Ajayi (1997), capital flight leads to the erosion of the tax base, inducing a fall in government revenue and then a decline in public investment that, in turn, can lower private investment and growth. The erosion of the tax base by capital flight occurs because funds taken outside the country cannot be taxed (Forgha, 2008), as they are not within the reach of the tax authorities of the originating country (Cervena, 2006). Ayadi (2008) argued that capital flight poses a great danger to any nation as it causes, among other things, a reduction in a country's tax base. Ndikumana and Boyce (2011a) have shown empirically that countries with higher capital flight tend to have lower tax revenues. The decline in tax revenue due to capital flight can then lead to a fall in domestic investment.

A second driver of the investment effect of capital flight is related to capital inflows. Empirical evidence has shown that capital flight increases significantly the needs for external debt and foreign aid (Boyce, 1992; Chipalkatti and Rishi, 2001; Cerra et al., 2008). Ndikumana (2009) considered that capital flight forces the government to increase its borrowing from abroad, which further increases the debt burden and worsens the fiscal balance. However, an important part of external debt and foreign aid is re-exported overseas in the form of capital flight, as shown in

⁸ Other authors who have found an insignificant effect of capital flight on domestic investment in Nigeria are: Adesoye et al. (2012), Adetiloye (2012).

several studies (Salisu, 2005; Ljungwall and Wang, 2008; Ndikumana and Boyce, 2011a and 2011b). As external debt and foreign aid are supposed to contribute to the financing of domestic investment, this implies that the more capital flight increases, the less resources from external debt and foreign aid are used to finance investment. Therefore, through external debt and foreign aid, capital flight can lead to a fall in domestic investment.

A third driver of the influence of capital flight on investment may be savings and credit to the private sector. Capital flight can indeed reduce investment by destabilizing the financial system, as sudden outflows of large resources would call for an adjustment in interest and exchange rates policies (Menbere, 2003). The phenomenon of capital flight occurs through transferring abroad a part of domestic private savings. The persistence of this phenomenon can thus lead to a decline in domestic savings. Therefore, banks will receive less resource in the form of savings, which may induce a fall in their provision of credit to the private sector. Consequently, capital flight can lower the volume of financial intermediation, thereby negatively affecting investment. Ndikumana (2003) argued that capital flight contributes to increasing macroeconomic uncertainty, which depresses lending and investment.

A fourth driver of the investment impact of capital flight may be linked to corruption and country risks. High capital flight is indeed symptomatic of an environment characterized by corruption (Ndikumana and Boyce, 2011a). This can hurt economic performance by reducing private investment through adversely affecting the quantity and quality of public infrastructures, by lowering tax revenues and by declining human capital accumulation (Ndikumana, 2006). Moreover, capital flight is likely to occur due to the existence of a country-specific risk, which then may lead to a fall in investment.

In this paper, we explore whether investment is the key channel of the growth effect of capital flight from the FZ countries, and whether savings, credit to the private sector, external debt, corruption and country risks are important drivers of the capital flight-investment nexus⁹. In the following section, we test econometrically the link between capital flight and growth.

5 - ECONOMETRIC ANALYSIS OF THE EFFECT OF CAPITAL FLIGHT ON ECONOMIC GROWTH IN THE FZ

We examine the direct effect of capital flight on economic growth. We investigate also its indirect effect by focusing on the key driver of the growth effect of capital flight, namely investment. The argument is that capital flight reduces resources that could have been used to increase domestic investment, which in turn would induce lower growth. In addition, we explore the drivers of the capital flight-investment nexus by focusing on external debt, savings, credit to the private sector, corruption and country risks. The idea is that external debt, savings, and credit to the private sector are supposed to boost domestic investment. Then, if they were transferred abroad, this would lead to an increase in capital flight, which in turn would induce a decrease in domestic investment. Moreover, corruption and country risks may cause higher capital flight, which in turn may depress domestic investment.

To examine the effect of capital flight on economic growth, we use three sets of empirical relationships. First, we estimate econometrically the effect of capital flight on economic growth.

⁹ Data on tax revenue are available only for the West African Economic and Monetary Union (WAEMU) countries, but not for the Central African Economic and Monetary Community (CEMAC) countries. This constrains us not to use tax revenue in the empirical exercise.

Second, we analyse econometrically the impact of capital flight on domestic investment. Third, we explore econometrically whether external debt, savings, credit to the private sector, corruption and country risks drive capital flight.

5.1. The models

Effect of capital flight on economic growth

The specification of the growth model draws on the literature. The model allows specifically for capital flight (Beja, 2007; Forgha, 2008; Bakare, 2011). The model is specified as follows:

$$TCPT_{it} = \delta_0 + \delta_1 TCPT_{i,t-1} + \delta_2 FCRP_{it} + \delta_3 INVP_{it} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

Where for country i in year t , TCPT is the growth rate of real GDP per capita; FCRP is the ratio of real capital flight to GDP (capital flight is measured using equations 6 and 7 above); ε is the error term, which potentially includes country fixed effects. We control for the ratio of domestic investment to GDP (INVP), which is one of the key drivers of economic growth.

Capital flight and investment can be endogenous in the economic growth model (equation 8). Indeed, capital flight can affect growth, but expectations of slow growth may also affect the level of capital flight (Mikkelsen, 1991; Muscatelli and Hallet, 1992; Ndikumana et al., 2015). In addition, investment is the key driver of growth, but higher growth can contribute to increase investment. Therefore, we use the Two-Stage Least Squares (2SLS) estimation to correct for endogeneity problems. We use lagged values of endogenous variables (capital flight and investment) as instruments.

Impact of capital flight on domestic investment

Drawing on the empirical literature that models investment, we allow specifically for the role of capital flight (Ndiaye, 2009b; Fofack and Ndikumana, 2010). The specification of the estimation equation is as follows:

$$INVP_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 INVP_{i,t-1} + \gamma_2 FCRP_{it} + \gamma_3 TCPT_{it} + \zeta_{it} \quad (9)$$

Where for country i in year t , INVP is the ratio of domestic investment to GDP; FCRP is the ratio of real capital flight to GDP; ζ is the error term. We control for growth of real GDP per capita (TCPT) to account for accelerator effects.

As capital flight and growth can be endogenous in the investment model (equation 9), we use then the Two-Stage Least Squares (2SLS) estimation to address endogeneity issues. Lagged values of endogenous variables (capital flight and growth) are used as instruments.

Drivers of the capital flight-investment nexus

The specification of the model draws on the literature that models capital flight. Specifically, the model allows for external debt, savings, credit to the private sector, corruption and country risks (Ndikumana et al., 2015). Indeed, as indicated above, external debt, savings and credit to the private sector are supposed to boost domestic investment. Therefore, if they are channelled overseas as capital flight, this will lead to a decline in domestic investment. Corruption and

country risks are also important drivers of investment. This suggests that high levels of corruption and country risks will increase capital flight and reduce investment. The model is specified as follows:

$$FCRP_{it} = \rho_0 + \rho_1 FCRP_{i,t-1} + \rho_2 Z_{it} + \rho_3 TCPT_{it} + \omega_{it} \quad (10)$$

Where for country i in year t , FCRP is the ratio of real capital flight to GDP; Z is the vector of the variables of interest which are alternately the ratio of external debt to GDP, the ratio of savings to GDP, the ratio of credit to the private sector to GDP, corruption and country risks; ω is the error term. We control for economic growth (TCPT).

We use two indicators of corruption. Firstly, we use the corruption index from the International Country Risk Guide (ICRG), which assesses the magnitude of corruption within the political system. A low score indicates a high corruption level of the public administration. Secondly, we use the control of corruption drawn from the World Bank, *Worldwide Governance Indicators (WGI)*, which “reflects perceptions of the extent to which public power is exercised for private gain, including both petty and grand forms of corruption, as well as “capture” of the state by elites and private interests”. This control of corruption takes values that range from -2.5 (lowest corruption) to 2.5 (highest corruption).

We use three indicators of country risks from the ICRG. The first one is the political risk that is a combination of various risk components. According to the ICRG dataset, a political risk rating of 0.0% to 49.9% indicates a Very High Risk; 50.0% to 59.9% High Risk; 60.0% to 69.9% Moderate Risk; 70.0% to 79.9% Low Risk; and 80.0% or more Very Low Risk. The second indicator is the economic risk that “provides a means of assessing a country’s current economic strengths and weaknesses. In general terms where its strengths outweigh its weaknesses it will present a low economic risk and where its weaknesses outweigh its strengths it will present a high economic risk”. The ICRG indicates that an economic risk rating of 0.0% to 24.5% indicates a Very High Risk; 25.0% to 29.9% High Risk; 30.0% to 34.9% Moderate Risk; 35.0% to 39.9% Low Risk; and 40.0% or more Very Low Risk. The third indicator is the financial risk that “provides a means of assessing a country’s ability to pay its way. In essence, this requires a system of measuring a country’s ability to finance its official, commercial, and trade debt obligations”. The ICRG argues that a financial risk rating of 0.0% to 24.5% indicated a Very High Risk; 25.0% to 29.9% High Risk; 30.0% to 34.9% Moderate Risk; 35.0% to 39.9% Low Risk; and 40.0% or more Very Low Risk.

To account for endogenous problems, we instrument endogenous variables (debt, savings, credit to the private sector and economic growth) by using their lagged values as instruments, and we use the Two-Stage Least Squares (2SLS) estimation technique.

5.2. Econometric results

The econometric results of the effect of capital flight on economic growth and on investment, as well as the implications of investment for growth are presented in Table 5. The results show negative and statistically significant coefficients of capital flight in the growth equation and in the investment equation, and positive and statistically significant coefficients of investment in the growth equation. This suggests that capital flight reduces economic growth performance in the FZ and that investment is the fundamental channel of the growth effect of capital flight, as

capital flight depresses investment, which in turn reduces economic growth (Table 5). These results hold true with both the adjusted World Bank and Morgan Guaranty capital flight measures, and they are consistent with past findings in the literature (Beja, 2007; Ndiaye, 2009b; Fofack and Ndikumana, 2010).

Table 5: Capital flight, investment and economic growth in the FZ

VARIABLES	World Bank method		Morgan Guaranty method	
	Growth rate	Investment	Growth rate	Investment
Lagged investment		0.8504*** (0.0721)		0.8564*** (0.0720)
Lagged growth rate	0.1181* (0.0656)		0.1133* (0.0658)	
Capital flight	-0.1227* (0.0708)	-0.2347* (0.1300)	-0.1246* (0.0691)	-0.2189** (0.1057)
Investment	0.2503*** (0.0596)		0.2556*** (0.0599)	
Growth rate		0.2336*** (0.0889)		0.2243** (0.0878)
Constant	-0.0422*** (0.0106)	0.0256* (0.0135)	-0.0436*** (0.0108)	0.0250* (0.0131)
Observations	371	331	369	329
R-squared	0.1007	0.6292	0.1019	0.6421

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Note: The dependent variables are growth rate of real GDP per capita and the ratio of investment to GDP. The technique used is Two-Stage Least Squares (2SLS) estimation. The period is 1970-2010. See Table A.4 in the appendix for a detailed definition of the variables.

Tables 6 and 7 report the results of the drivers of the effect of capital flight on investment. The findings indicate that an important part of external debt, savings and private credit is channelled overseas as capital flight (Table 6). This would decrease domestic investment as these resources are supposed to be used to promote domestic investment. Therefore, external debt, savings and private credit are important drivers of the capital flight-investment nexus in the FZ countries. The results presented in Table 7 show that political, economic and financial risks in the FZ countries have induced significant capital flight from these countries. The coefficients of corruption index drawn from ICRG are found to be insignificant, while the coefficients of control of corruption from WGI are significant. Overall, this implies that corruption episodes in the FZ countries have contributed to increase significantly the magnitude of capital flight from these countries, but this effect depends on the corruption measure. By causing significant capital flight from the FZ countries, corruption and political, economic and financial risks would depress domestic investment, and appear then to be crucial drivers of the capital flight-investment nexus in the FZ. These results remain unchanged with both the adjusted World Bank and Morgan Guaranty methods, and they are consistent with past empirical findings (Ndiaye, 2009a and 2011; Ndikumana et al., 2015).

Table 6: Drivers of the capital flight-investment nexus in the FZ: role of debt, savings and private credit

VARIABLES	Capital flight, World Bank method			Capital flight, Morgan Guaranty method		
	(1)	(2)	(3)	(1)'	(2)'	(3)'
Lagged capital flight	0.5577*** (0.1085)	0.5552*** (0.1022)	0.5640*** (0.1060)	0.5246*** (0.1098)	0.5388*** (0.1029)	0.5252*** (0.1064)
Debt	0.1155* (0.067)			0.1121* (0.0666)		
Savings		0.1821** (0.0763)			0.2065*** (0.0806)	
Private credit			-0.4089* (0.2234)			-0.3878* (0.2230)
Constant	-0.0785 (0.0578)	-0.0116 (0.0128)	0.0873** (0.0426)	-0.0769 (0.0567)	-0.0173 (0.0135)	0.0817* (0.0428)
Observations	352	432	399	352	430	399
R-squared	0.2762	0.3561	0.2048	0.2498	0.3434	0.1802

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Note: The dependent variable is capital flight as a ratio of GDP. The technique used is Two-Stage Least Squares (2SLS) estimation. The period is 1970-2010. See Table A.4 in the appendix for a detailed definition of the variables.

Table 7: Drivers of the capital flight-investment nexus in the FZ: role of corruption and country risks

VARIABLES	Capital flight, World Bank					Capital flight, Morgan Guaranty			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(1)'	(2)'	(3)'	(4)'
Lagged capital flight	0.4475*** (0.1524)	1.4437*** (0.4190)	0.5271** (0.2517)	0.4183*** (0.1625)	0.4353*** (0.1447)	0.4458*** (0.1485)	1.4187*** (0.4387)	0.5025** (0.2225)	0.4184*** (0.1593)
Corruption (ICRG)	0.0033 (0.0210)					0.0030 (0.0214)			
Corruption (WGI)		0.6798* (0.3858)					0.3644* (0.1967)		
Political risk			0.0236* (0.0131)					0.0228* (0.0126)	
Economic risk				0.0123* (0.0068)					0.0122* (0.0072)
Financial risk					0.0053* (0.0030)				
Growth rate	-0.1377 (0.3237)	-2.4306 (3.0158)	1.5442 (7.4753)	-0.2034 (0.3589)	-0.1886 (0.3288)	-0.1679 (0.3076)	-6.7748 (7.2664)	1.5897 (7.0205)	-0.2490 (0.3412)
Constant	0.0205 (0.0592)	0.5217* (0.3023)	0.0248 (0.0676)	-0.3677 (0.2275)	-0.1258 (0.0920)	0.0182 (0.0606)	0.1486 (0.1473)	0.0208 (0.0670)	-0.3699 (0.2310)
Observations	203	24	94	174	201	203	12	94	174
R-squared	0.1601	0.4578	0.1334	0.1375	0.1673	0.1591	0.6356	0.1188	0.1375

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Note: The dependent variable is capital flight as a ratio of GDP. The technique used is Two-Stage Least Squares (2SLS) estimation. The period is 1984-2009 for corruption and country risks data from International Country Risk Guide (ICRG). The period is 1996-2010 for corruption data from World Bank Worldwide Governance Indicators (WGI). See Table A.4 in the appendix for a detailed definition of the variables.

6 - CONCLUSION

This study examined the effect of capital flight on economic growth in the FZ. Using the World Bank version of the residual method and that of Morgan Guaranty, both adjusted for exchange rate fluctuations, trade misinvoicing and inflation, we found that in the period 1970 to 2010, total real capital flight from the 15 FZ countries is positive and massive with a magnitude that stands at roughly \$86.8 or 80.1 billion, representing 122.1% or 112.6% of GDP and 5.3 times or 4.9 times domestic investment. At the same time, the FZ countries experienced low and very volatile investment and growth rates during the research period.

Using the Two-Stage Least Squares (2SLS) technique, we found that capital flight from the FZ countries reduces their economic growth performance and that domestic investment is the key channel of the growth effect of capital flight, as capital flight depresses investment, which in turn reduces economic growth. The econometric analysis also reveals that external debt, savings, private credit, corruption and political, economic and financial risks are important drivers of the capital flight-investment nexus in the FZ countries.

The key implication of these results is that a reduction in capital flight is crucial to boost domestic investment and increase economic growth. A reduction in capital flight requires the minimization of political, economic and financial risks. Efforts to fight corruption are also necessary to decrease capital flight and to increase the volume of investment. In addition, a more attractive economic environment needs to be put in place in order to make savings and private credit contribute more to domestic investment. Finally, a reduction in capital flight requires more responsibility of the governments of the FZ countries in managing public resources such as external debt.

REFERENCES

- Adesoye, A.B., O.E. Maku and A.A. Atanda (2012) "Capital Flight and Investment Dynamics in Nigeria: A Time Series Analysis (1970–2006)". MPRA Paper No. 35836.
- Adetiloye, K.A. (2012) "Capital flight versus domestic investment in developing countries: An empirical analysis from Nigeria". *International Journal of Economics and Finance*, 4(2): 175–186.
- Ajayi, I.S. (1995) "*Capital Flight and External Debt in Nigeria*". Research Paper No. 35. African Economic Research Consortium, Nairobi.
- Ajayi, I.S. (1997) "An analysis of external debt and capital flight in the severely indebted low income countries in sub-Saharan Africa". Working Paper No. 97/68. IMF, Washington.
- Alam, I. and R. Quazi (2003) "Determinants of capital flight: An econometric case study of Bangladesh". *International Review of Applied Economics*, 17(1): 85–103.
- Ariyoshi A., K. Habermeier, B. Laurens, I. Tker-Robe, J.I. Canales-Kriljenko and A. Kirilenko (2000) "Capital controls: Country Experiences With Their Use and Liberalization". Occasional Paper No. 190. International Monetary Fund, Washington, D.C.
- Ayadi, F.S. (2008) "Econometric analysis of capital flight in developing countries: A study of Nigeria". Paper presented at the 8th Conference on Business & Economics, Florence, Italy.
- Bakare, A.S. (2011) "The determinants and roles of capital flight in the growth process of Nigerian economy: Vector Autoregressive Model approach". *British Journal of Management and Economics*, 1(2): 100–113.
- Beja, E. Jr. (2007) "Capital Flight and Economic Performance". Munich Personal RePEc Archive. Paper No. 4885, Munich.
- Boyce, J.K. (1992) "The revolving door? External debt and capital flight: A Philippine case study". *World Development*, 20(3): 335–349.
- Boyce, J.K. and L. Ndikumana (2001) "Is Africa a net creditor? New estimates of capital flight from severely indebted sub-Saharan African countries, 1970–1996". *Journal of Development Studies*, 38(2): 27–56.
- Cerra, V., M. Rishi and S.C. Saxena (2008) "Robbing the riches: Capital flight, institutions, and debt". *Journal of Development Studies*, 44(8): 1190–1213.
- Cervena, M. (2006) "The Measurement of Capital Flight and Its Impact on Long-term Economic Growth: Empirical Evidence from a Cross-section of Countries". Unpublished Master's thesis, Comenius University Bratislava.
- Chipalkatti, N. and M. Rishi (2001) "External debt and capital flight in the Indian economy". *Oxford Development Studies*, 29(1): 31–44.

Collier, P., A. Hoeffler and C. Pattillo (2004) "Aid and Capital Flight". Oxford University: Centre for the Study of African Economies, Oxford.

Davies, V.A.B. (2008) "Postwar capital flight and inflation". *Journal of Peace Research*, 45(4): 519–537.

Deppler, M. and M. Williamson (1987) "Capital flight: Concepts, measurement and issues". Staff Papers for the World Economic Outlook. International Monetary Fund, Washington.

Erbe, S. (1985) "The flight of capital from developing countries". *Intereconomics*, 20(4): 268–275.

Fedderke, J.W. and W. Liu (2002) "Modelling the determinants of capital flows and capital flight: With an application to South African data from 1960–95". *Economic Modelling*, 19: 419–444.

Fielding, D. (2004) "How does violent conflict affect investment location decisions? Evidence from Israel during the Intifada". *Journal of Peace Research*, 41(4): 465–484.

Fofack, H. and L. Ndikumana (2010) "Capital flight repatriation: Investigation of its potential gains for sub-Saharan African countries". *African Development Review*, 22(1): 4–22.

Forgha, N.G. (2008) "Capital flight, measurability and economic growth in Cameroon: An econometric investigation". *International Review of Business Research Papers*, 4(2): 74–90.

Gordon, D.B. and R. Levine (1989) "The problem of capital flight: A cautionary note". *The World Economy*, 12(2): 237–252.

Greene, J.E. (2002) "The output decline in Asian crisis countries: Investment aspects". Working Paper WP/02/25. International Monetary Fund, Washington D.C.

Gusarova, V. (2009) "The Impact of Capital Flight on Economic Growth". Unpublished Master's thesis, Kyiv School of Economics.

Henry, L. (1996) "Capital flight from beautiful places: The case of three Caribbean countries". *International Review of Applied Economics*, 10(2): 263–272.

Hermes, N., R. Lensink and V. Murinde (2002a) "Flight Capital and its Reversal for Development Financing". Discussion Paper No. 2002/99. WIDER, Helsinki.

Hermes, N., R. Lensink and V. Murinde (2002b) "Capital flight, policy uncertainty, and the instability of the international financial system". In A. Mullineux and V. Murinde (eds.) *Handbook of International Banking*. Cheltenham: Edward Elgar.

Kindleberger, C.P. (1987) "A historical perspective". In D.R. Lessard and J. Williamson (eds.), *Capital Flight and Third World Debt*. Washington DC: Institute for International Economics.

Kosarev, A. and L. Grigoryev (2000) "Capital Flight: Scale and Nature". Bureau of Economic Analysis, Washington D.C.

Lan, S.K. (2009) "Effects of Capital Flight on Economic Growth in Selected ASEAN Economies". Unpublished PhD thesis, University Putra Malaysia.

- Lawanson, A.O. (2007) "An Econometric Analysis of Capital Flight from Nigeria: A Portfolio Approach". Research Paper No. 166. African Economic Research Consortium, Nairobi.
- Le, Q.V. and M. Rishi (2006) "Corruption and capital flight: An empirical assessment". *International Economic Journal*, 20(4): 523–540.
- Ljungwall, C. and Z. Wang (2008) "Why is capital flowing out of China?". *China Economic Review*, 19(3): 359–372.
- Loungani, P. and P. Mauro (2000) "Capital Flight from Russia". IMF Policy Discussion Paper 00/6. International Monetary Fund, Washington D.C.
- Menbere, W.T. (2003) "Absolute convergence across time and space: New empirical evidence for an old debate". *Ekonomický časopis*, 51(10): 1270–1291.
- Mikkelsen, J.G. (1991) "An econometric investigation of capital flight". *Applied Economics*, 23: 73–85.
- Morgan Guaranty (1986) "LDC capital flight". *World Financial Markets*, 2: 13–16.
- Morgan Guaranty (1988) "LDC debt reduction: A critical appraisal". *World Financial Markets*, 7: 1–12.
- Muscatelli, A. and A.H. Hallett (1992) "How successfully do we measure capital flight? Evidence from five developing countries". *Journal of Development Studies*, 28(3): 538–556.
- Ndiaye, A.S. (2009a) "Capital flight and its determinants in the Franc Zone". *African Journal of Economic Policy*, 16(1): 65–104.
- Ndiaye, A.S. (2009b) "Impact of capital flight on domestic investment in the Franc Zone". In African Development Bank and United Nations Economic Commission for Africa (eds), *Africa's Development Challenges and Opportunities in the Global Arena – Proceedings of the African Economic Conference 2007*, 317–355, Economica, Paris.
- Ndiaye, A.S. (2011) "Capital Flight and its Determinants in the Franc Zone". AERC Research Paper No. 215. African Economic Research Consortium, Nairobi.
- Ndikumana, L. (2003) "Capital flows, capital account regimes, and foreign exchange rate regimes in Africa". Political Economy Research Institute Working Paper No. 55, Massachusetts.
- Ndikumana, L. and J.K. Boyce (2003) "Public debts and private assets: Explaining capital flight from sub-Saharan African countries". *World Development*, 31(1): 107–130.
- Ndikumana, L. (2006) "Corruption and pro-poor growth outcomes: Evidence and lessons for African countries". Political Economy Research Institute Working Paper No. 120, Massachusetts.
- Ndikumana, L. and J.K. Boyce (2008) "New estimates of capital flight from sub-Saharan African countries: Linkages with external borrowing and policy options". Political Economy Research Institute Working Paper No. 166, Massachusetts.

Ndikumana, L. (2009) "Capital flight". In K. Reinert and R. Rajan (eds.), *The Princeton Encyclopedia of the World Economy*, Princeton University Press, Princeton.

Ndikumana, L. and J.K. Boyce (2011a) "Africa's Odious Debt: How Foreign Loans and Capital Flight Bled a Continent". London & New York: Zed Books.

Ndikumana, L. and J.K. Boyce (2011b) "Capital flight from sub-Saharan Africa: Linkages with external borrowing and policy options". *International Review of Applied Economics*, 25(2): 149–170.

Ndikumana, L., J. Boyce and A.S. Ndiaye (2015) "Capital Flight: Measurement and Drivers", in Ajayi, S. I. and L. Ndikumana (eds), *Capital Flight from Africa: Causes, Effects, and Policy Issues*, 15-54, Oxford: Oxford University Press 2015.

Ojo, O.O. (1992) "An Empirical Investigation of Capital Flight in Selected African Countries". Economic Research Paper No. 17. African Development Bank, Abidjan.

Pastor, M. (1990) "Capital flight from Latin America". *World Development*, 18(1): 1–18.

Quazi, R. (2004) "Foreign aid and capital flight". *Journal of the Asia Pacific Economy*, 9(3): 370–393.

Salisu, M. (2005) "The role of capital flight and remittances in current account sustainability in sub-Saharan Africa". *African Development Review*, 17(3): 382–404.

Savvides, A. (1996) "CFA Franc Zone membership and exchange rate variability". *Journal of African Economies*, 5 (1): 52–68.

UNDP. (2011) "Illicit Financial Flows from the Least Developed Countries: 1990–2008". UNDP Discussion Paper. New York.

Vos, R. (1992) "Private foreign asset accumulation, not just capital flight: Evidence from the Philippines". *Journal of Development Studies*, 28(3): 500–537.

Walter, I. (1987) "The mechanisms of capital flight". In D.R. Lessard and J. Williamson (eds.) *Capital Flight and Third World Debt*. Washington: Institute for International Economics.

World Bank. (1985) *World Development Report 1985*. Washington, D.C.: World Bank.

Yalta, Y. (2010) "Effect of capital flight on investment: Evidence from emerging markets". *Emerging Markets Finance and Trade*, 46(6): 40–54.

Annex A:

Table A.1: Selected studies on the measures of capital flight from the FZ countries (millions 2000 US\$)

Countries	Ojo (1992)		Ajayi (1997)				Hermes, Lensink and Murinde (2002a)				Ndikumana and Boyce (2003)		
	BM ^a	Period	BM ^a	MG ^b	Adjusted BM ^c	Adjusted MG ^d	Period	BM ^a	Period	BM ^a	Period	Adjusted BM ^e	Period
Benin	NA		NA	NA	NA	NA		NA		NA		-3457.4	1974–1996
Burkina Faso	NA		NA	NA	NA	NA		NA		NA		1265.5	1970–1994
Cameroon	NA		NA	NA	NA	NA		480	1983-1989	460	1990-1998	13099.4	1970–1996
Central African Republic	NA			146.9									
Chad	NA		91.8	7	692.33	747.5	1980-1991	NA		NA		250.2	1970-1994
Comoros	NA		NA	NA	NA	NA		NA		NA		NA	
Congo	NA		NA	NA	NA	NA		NA		NA		459.2	1971–1996
Côte d'Ivoire	10900	1975-1991	3397.	2914.	1	5	9438.71	8956.11	1980-1991	296	1983-1989	-346	1990-1998
Gabon	NA		NA	NA	NA	NA		NA		NA		23371.0	1970–1996
Guinea-Bissau	NA		269.5	270.2	6	8	229.16	229.88	1980-1991	NA		NA	
Mali	NA		644.1	5	-302.56	273.84	1980-1991	NA		NA		-1203.6	1970–1996
Niger	NA		274.8	377.5	1815.67	1918.37	1980-1991	NA		NA		-3153.1	1970–1995
Senegal	NA		NA	NA	NA	NA		NA		NA		-7278.1	1974–1996
Togo	NA		NA	NA	NA	NA		NA		NA		-1382.1	1974–1994
Franc Zone	10900		4677.	4938.	11873.3	12125.7		776		114		24959.7	

a. World Bank version of the residual method

b. Morgan Guaranty version of the residual method

c. World Bank version of the residual method adjusted for trade misinvoicing

d. Morgan Guaranty version of the residual method adjusted for trade misinvoicing

e. World Bank version of the residual method adjusted for exchange rate fluctuations, trade misinvoicing and inflation

Table A.1 (Continued): Selected studies on the measures of capital flight in the FZ countries (millions 2000 US\$)

Countries	Ndikumana and Boyce (2008)		United Nations Development Program (UNDP) (2011)		Ndikumana and Boyce (2011a) and (2011b)		Ndikumana, Boyce and Ndiaye (2015) (billion US\$)	
	Adjusted BM ^f	Period	Illicit financial flows ^g	Period	Adjusted BM ^f	Period	Adjusted BM ^f	Period
Benin	-3989.7	1974-2004	264	1990-2008	NA		NA	
Burkina Faso	3076.9	1970-2003	2900	1990-2008	1134	1970-2008	1.5	1970-2010
Cameroon	18378.9	1970-2004	NA		24042	1970-2008	20.0	1970-2010
Central African Republic	1943.8	1970-2004	1020	1990-2008	NA		2.7	1970-2010
Chad	1337.7	1977-2004	15400	1990-2008	2035	1970-2008	1.6	1977-2008
Comoros	-176.3	1980-2004	159	1990-2008	2400	1970-2008	NA	
Congo	14950.4	1971-2004	NA		23899	1970-2008	19.9	1970-2009
Côte d'Ivoire	34349.4	1970-2004	NA		45450	1970-2008	56.0	1970-2010
Equatorial Guinea	NA		6500	1990-2008	NA		NA	
Gabon	8580.8	1978-2004	NA		18159	1970-2008	25.5	1978-2010
Guinea-Bissau	NA		847	1990-2008	NA		1.6	1982-2010
Mali	-372.0	1970-2004	1600	1990-2008	NA		NA	
Niger	-5975.7	1970-2004	1010	1990-2008	NA		NA	
Senegal	-8885.0	1974-2004	334	1990-2008	NA		NA	
Togo	-3481.6	1974-2004	678	1990-2008	NA		1.7	1974-2010
Franc Zone	59737.6		30712		117119		130.5	

f. World Bank version of the residual method adjusted for exchange rate fluctuations, for debt write-offs, for trade misinvoicing, for underreporting of remittances and for inflation.

g. World Bank version of the residual method adjusted for trade misinvoicing. Illicit financial flows involve the cross-border transfer of the proceeds of corruption, trade in contraband goods, criminal activities and tax evasion.

Annex B: Table A.2: Mean difference test between the adjusted World Bank method and that of Morgan Guaranty

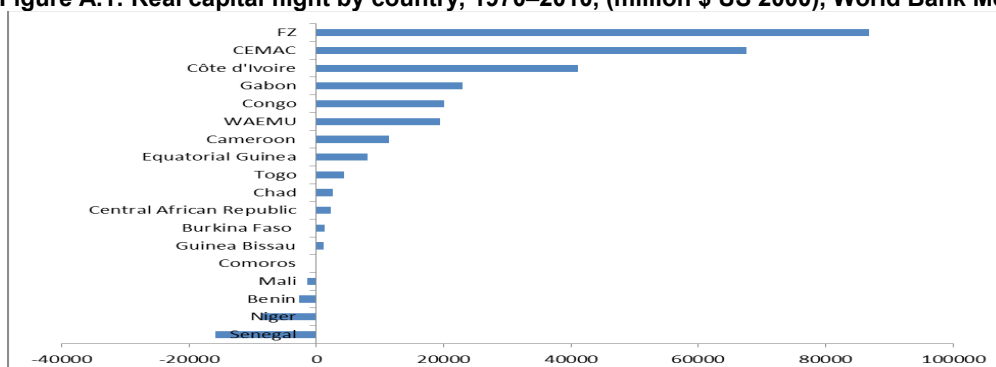
Variable	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
World Bank	542	160.2279	30.37988	707.2709	100.5509	219.9049
Morgan Guaranty	542	147.8221	30.86762	718.6259	87.18698	208.4571
Difference	542	12.40584	3.580536	83.35808	5.37238	19.43929

mean(diff) = mean(fcr__bm_ - fcr__mg_) t = 3.4648
 Ho: mean(diff) = 0 degrees of freedom = 541

Ha: mean(diff) < 0 Ha: mean(diff) != 0 Ha: mean(diff) > 0
 Pr(T < t) = 0.9997 Pr(T > t) = 0.0006 Pr(T > t) = 0.0003

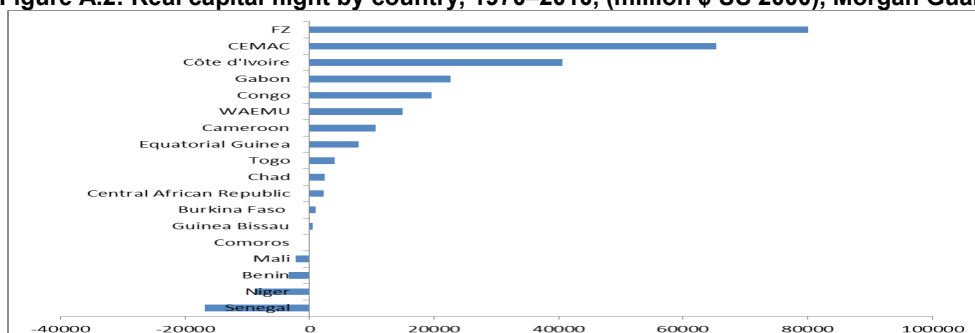
Annex C:

Figure A.1: Real capital flight by country, 1970–2010, (million \$ US 2000), World Bank Method



Source: Author's computations using data from World Bank's *World Development Indicators*, *International Debt Statistics* and *Africa Development Indicators* (online edition), and IMF's *Direction of Trade Statistics*, *International Financial Statistics*, *Balance of Payments Statistics* and *Selected Issues and Statistical Appendix* (online edition).

Figure A.2: Real capital flight by country, 1970–2010, (million \$ US 2000), Morgan Guaranty Method



Source: Author's computations using data from World Bank's *World Development Indicators*, *International Debt Statistics* and *Africa Development Indicators* (online edition), and IMF's *Direction of Trade Statistics*, *International Financial Statistics*, *Balance of Payments Statistics* and *Selected Issues and Statistical Appendix* (online edition).

Annex D: Table A.3: Selected empirical studies on the effect of capital flight on economic growth

Authors	Countries	Period	Estimation techniques	Results
Bakare (2011)	Nigeria	1988–2010	Autoregressive vector model	Negative and significant effect
Lan (2009)	Association of Southeast Asian Nations (ASEAN)	1972–2005	ARDL 'Bounds test' approach to cointegration	Negative and significant effect
Gusarova (2009)	139 developing countries	2002–2006	Ordinary Least Squares method and fixed and random effects	Negative and significant effect
Forgha (2008)	Cameroon	1970–2005	Two-Stage Least Squares method	Negative and significant effect
Beja (2007)	Philippines	1970–1999	Computations using ICOR	Sluggish growth with capital flight
Cervena (2006)	Countries in Africa, Latin America, Asia and East Europe	1990–2003	Generalized Least Squares method	Negative and significant effect

Annex E: Table A.4: Definition and sources of variables

Variables	Definition	Sources
Economic growth	Growth rate of real GDP per capita	World Bank, <i>World Development Indicators</i> (online edition)
Capital flight	Ratio of real capital flight to GDP (capital flight is estimated using equations 6 and 7 above)	Author's computations using data from World Bank's <i>World Development Indicators</i> , <i>International Debt Statistics</i> and <i>Africa Development Indicators</i> (online edition), and IMF's <i>Direction of Trade Statistics</i> , <i>Balance of Payments Statistics</i> and <i>Selected Issues and Statistical Appendix</i> (online edition).
Investment	Ratio of domestic investment to GDP	World Bank, <i>World Development Indicators</i> (online edition)
Credit to the private sector	Ratio of credit to the private sector to GDP	World Bank, <i>World Development Indicators</i> (online edition)
External debt	Ratio of external debt to GDP	World Bank, <i>International Debt Statistics</i> (online edition)
Savings	Ratio of domestic savings to GDP	World Bank, <i>World Development Indicators</i> (online edition)
Corruption	ICRG: it assesses the magnitude of corruption within the political system. A low score indicates a high corruption level of the public administration. WGI: it reflects perceptions of the extent to which public power is exercised for private gain, including both petty and grand forms of corruption, as well as "capture" of the state by elites and private interests. It takes values that range from -2.5 (lowest corruption) to 2.5 (highest corruption)	International Country Risk Guide (ICRG) World Bank, Worldwide Governance Indicators (WGI)
Political risk	A political risk rating of 0.0% to 49.9% indicates a Very High Risk; 50.0% to 59.9% High Risk; 60.0% to 69.9% Moderate Risk; 70.0% to 79.9% Low Risk; and 80.0% or more Very Low Risk	International Country Risk Guide (ICRG)
Economic risk	An economic risk rating of 0.0% to 24.5% indicates a Very High Risk; 25.0% to 29.9% High Risk; 30.0% to 34.9% Moderate Risk; 35.0% to 39.9% Low Risk; and 40.0% or more Very Low Risk.	International Country Risk Guide (ICRG)
Financial risk	A financial risk rating of 0.0% to 24.5% indicated a Very High Risk; 25.0% to 29.9% High Risk; 30.0% to 34.9% Moderate Risk; 35.0% to 39.9% Low Risk; and 40.0% or more Very Low Risk	International Country Risk Guide (ICRG)

EFFETS DE L'ENDETTEMENT PUBLIC SUR L'EFFICACITE DE LA POLITIQUE BUDGETAIRE DANS L'ESPACE UEMOA

Koffi Marc BINI^{}, Hermann Djédjé YOHOU^{**} et WAUTABOUNA Ouattara^{***}*

Résumé

L'objectif de cette étude est d'estimer l'influence de la politique budgétaire sur l'évolution de l'activité économique dans la zone UEMOA, conditionnellement au niveau de la dette extérieure. Le modèle utilisé est le PSTR (Panel Smooth Transition Regression Model) et porte sur la période 1989-2012. Les résultats montrent que la dette influence négativement et de façon significative l'efficacité de la politique budgétaire. L'impact de la politique budgétaire sur la croissance diminue progressivement quand le niveau de la dette extérieure augmente. Nous estimons un seuil critique de 48% du PIB au-dessus duquel les effets deviennent négatifs. Les résultats indiquent l'existence d'une hétérogénéité entre les pays et d'une année à une autre.

INFORMATIONS SUR L'ARTICLE

Historique de l'article : soumis le 22 septembre 2015

Reçu en première version révisée : le 14 octobre 2016

Reçu en deuxième version révisée : le 21 décembre 2016

Reçu en troisième version révisée : le 6 janvier 2017

Accepté : le 10 janvier 2017

Classification JEL : C23, C32, E52, G21

Mots clés : *Effets de seuil de la politique budgétaire ; dette extérieure ; PSTR ; UEMOA*

^{*} Doctorant, Unité de Formation et de Recherche (UFR) des Sciences Economiques et de Gestion, Université Félix Houphouët-Boigny d'Abidjan-Cocody, Côte d'Ivoire. Email : binymarc@yahoo.fr . Tel : +225 07 99 63 71.

^{**} Docteur es-Sciences Economiques, CERDI, Université d'Auvergne, France & UFR des Sciences Economiques et de Gestion, Université Felix Houphouët Boigny, Côte d'Ivoire. Email : dher.yohou@gmail.com. Tel : +336 05 75 85 81.

^{***} Professeur titulaire des Sciences Economiques et de Gestion, Université Félix Houphouët Boigny d'Abidjan-Cocody, Côte d'Ivoire. Contact : wautabouna@yahoo.ca.

Abstract

The paper studies the non-linear relationship between fiscal policy and the evolution of the economic growth in the WAEMU countries, conditionally on their debt level. Using a Panel Smooth Transition Regression Model (PSTR) over the period 1989-2012, we find that the debt level affects negatively significantly the effectiveness of fiscal policy. The impact of fiscal policy on growth becomes gradually negative when the level of the external public debt ratio increases. We estimate a threshold of 48% above which the effects become negative. The results also indicate the existence of a heterogeneity in the effects across countries and over time

ARTICLE INFORMATION

Article history: Submitted september 22, 2015

Received in first revised form: october 14, 2016

Received in second revised form: december 21, 2016

Received in third revised form: january 6, 2017

Accepted january 10, 2017

Keywords: Threshold effects of fiscal policy; external debt; PSTR; UEMOA

Classification JEL: C23, C32, E52, G21

INTRODUCTION

Les pays de la zone UEMOA sont dans une union monétaire dont l'objectif prioritaire de la politique monétaire est la stabilité des prix depuis les réformes de libéralisation de 1989. Ainsi, l'outil budgétaire demeure l'instrument clé à la disposition des autorités locales pour stimuler la croissance et réduire la pauvreté. Malgré une croissance moyenne positive depuis la dévaluation de 1994, ces pays n'arrivent pas à atteindre l'objectif de 7% annuel qui permettrait de faire baisser la pauvreté de façon substantielle. Ceci pose donc la question de l'efficacité de la politique budgétaire.

L'efficacité de la politique budgétaire est une question largement débattue dans la littérature économique. Deux courants s'opposent. D'une part, les keynésiens pensent qu'une politique expansionniste peut être bénéfique à la croissance économique par le biais du multiplicateur keynésien (Kahn, 1931 ; Keynes, 1936 ; Haavelmo, 1945). D'autre part, les classiques soutiennent que la politique budgétaire est inefficace. Ces derniers peuvent être regroupés en deux sous courants. Ceux qui pensent que la politique budgétaire est neutre parce que les agents économiques sont rationnels et que l'économie est toujours en situation d'équilibre global (Barro, 1974 ; Friedman, 1957). Ensuite, les anti-keynésiens qui soutiennent que la politique budgétaire est nuisible, car les ressources publiques ne sont pas utilisées dans le but d'améliorer l'efficacité économique. Cela conduit à un gaspillage qui entraîne une hausse excessive des déficits publics et un niveau de dette publique insoutenable. En plus, les déficits publics entraînent une hausse des taux d'intérêt induisant une baisse de la demande privée et de l'offre (Creel et al. 2005).

Entre ces deux visions antagonistes, des travaux empiriques montrent que l'efficacité de la politique budgétaire est tributaire des caractéristiques de l'économie. Ces caractéristiques peuvent être structurelles ou conjoncturelles. Parmi les facteurs structurels, on peut citer la qualité institutionnelle (Acemoglu, 2004), la corruption (Mauro, 1995), la bonne gouvernance, la situation des finances publiques etc. La non-linéarité de l'effet de la politique budgétaire sur la croissance en fonction du niveau de la dette publique a été abordée par un certain nombre d'auteurs.

Sutherland (1997), Alesina et al. (2002), Minea et Villieu (2008 ;2009), Tanimoune et al. (2008), Reinhart et Rogoff (2010), Baum et al. (2013), Mencinger et al. (2014), Wade (2015) montrent que le comportement des agents économiques, suite à une action de la politique budgétaire, dépend du niveau de la dette. Une politique budgétaire expansionniste (keynésienne) serait favorable à la croissance lorsque le niveau de la dette est inférieur à un certain seuil. Par contre, une contraction budgétaire serait efficace pour un niveau de dette supérieur au seuil (anti-keynésienne).

Notre étude s'inscrit dans cette dernière perspective. Elle vise à analyser l'influence de la politique budgétaire sur les performances économiques des pays de l'UEMOA conditionnellement au niveau d'endettement. La question a été abordée par Tanimoune et al. (2008) par le biais d'un modèle à seuil proposé par Hansen (1996, 1999) et Wade (2015) avec la méthode des moments généralisés (GMM) et le PSTR (*Panel Smooth Transition Regression models*) récemment développé par González et al. (2005). Dans cette étude, la variable à

expliquer est la croissance du PIB potentiel qui est relativement stable et plus endogène par rapport aux variables alternatives. Son évolution traduit la tendance de long terme de la production. Elle représente la croissance maximale que peut dégager les pays de la zone sans générer une hausse d'inflation, donc une croissance soutenable comme l'envisage le pacte de convergence de la zone. Le modèle à seuil à transition lisse (PSTR) utilisé pour l'étude, contrairement au PTR (*Panel Transition Regression models*) permet d'obtenir l'impact marginal de la politique budgétaire sur la croissance économique selon le niveau de la dette pour chaque pays et chaque année. Il met donc l'accent sur les effets hétérogènes individuels et temporels. L'utilisation d'un tel modèle s'avère important dans la mesure où les pays de la zone n'ont pas le même niveau d'endettement et mieux n'ont pas toujours bénéficié du traitement de leurs dettes à la même période. Un exemple typique est le cadre d'allègement de la dette extérieure de l'Initiative PPTTE dont le Bénin et le Burkina Faso ont bénéficié dès 2003 entraînant une baisse significative de leurs niveaux de dette respectifs alors que la Côte d'Ivoire a dû attendre jusqu'en 2012 pour des raisons de gouvernance et d'incertitudes politiques. Les effets de la politique budgétaire liés au niveau d'endettement peuvent donc différer entre les pays de la zone. L'étude permet également de s'interroger si la capacité d'absorption de la dette ne serait pas plutôt limitée. En effet, l'initiative PPTTE a engendré une baisse considérable du niveau de la dette dans ces pays passant d'environ 90% à 42% respectivement sur les périodes 1989-2002 et 2003-2012 sans que cela soit suivi d'une croissance forte à la hauteur de l'objectif de 7%. Ceci pourrait donc présager que la capacité d'absorption de la dette serait fortement limitée par rapport aux niveaux de dette prévalant avant la période PPTTE et en conséquence encouragerait de renforcer les mécanismes de surveillance de la dette dans la zone.

Cet article se structure autour de quatre sections. La première section se consacre à la revue de littérature sur les effets de seuil de la politique budgétaire. La deuxième présente la modélisation PSTR. La troisième section expose les données et les principaux résultats de l'étude. La quatrième section tire les implications de politique économique des résultats obtenus.

1 - REVUE DE LITTERATURE

Cette section passe en revue les arguments théoriques majeurs et quelques travaux empiriques relatifs aux effets de seuil de la politique budgétaire.

1.1. Revue théorique

Plusieurs explications sont données dans la littérature pour justifier les effets de seuil de la politique budgétaire liés au niveau de la dette publique.

Pour Sutherland (1997), le secteur privé intègre dans son calcul économique la contrainte budgétaire intertemporelle du secteur public. Ainsi, si la dette anticipée est inférieure à une certaine valeur limite, les agents anticipent que la politique budgétaire sera maintenue, et que la dette publique sera remboursée par les générations futures. Donc l'effet est keynésien. En effet, dans la vision keynésienne, une politique budgétaire expansionniste ou récessive influence respectivement de façon positive ou négative le revenu des agents économiques. Par exemple, en période de récession, si l'Etat mène une politique expansionniste, cela va entraîner un transfert de revenus des administrations publiques vers les ménages et les entreprises.

Puisque, dans la logique keynésienne la consommation est positivement corrélée au revenu, ce fait augmente la consommation des ménages et donc la demande adressée aux entreprises. Sous l'hypothèse que les prix sont rigides et qu'il existe des capacités de production excédentaires (sous-emploi), les entreprises sont poussées à investir pour reconstituer leurs stocks de produits finis, suite à un accroissement des ventes. Cette hausse de l'investissement entraîne une hausse de la production et une réduction du chômage. L'effet contraire se produit en cas de politique budgétaire restrictive. Par contre, si la dette potentielle dépasse un certain seuil, les agents anticipent que l'État changera rapidement de politique économique et deviennent *ricardiens*. En effet, pour les classiques, les agents économiques sont rationnels. Ainsi, en cas d'une politique expansionniste en présence d'un niveau de dette élevé, ils anticipent une hausse future des impôts pour rembourser la dette et combler le déficit budgétaire. Ainsi, au lieu d'augmenter la consommation et investir, les ménages et les entrepreneurs vont épargner pour faire face à la hausse future des impôts. La dynamique keynésienne se trouve ainsi compromise. Ce qui rend inefficace la politique budgétaire. L'impact de la politique budgétaire dépend donc du niveau initial de la dette.

Dans le même ordre d'idée, Alesina et al. (2002) soutiennent que l'effet de la politique budgétaire sur l'investissement et la croissance économique peut être positif ou négatif à court terme selon que *l'effet confiance* sur la politique stabilisatrice de l'État l'emporte ou non sur *l'effet durcissement* de la contrainte budgétaire. En effet, lorsque l'Etat mène une politique expansionniste, cela devrait entraîner une hausse de la demande anticipée et stimuler l'investissement et la croissance.

Cependant, les entrepreneurs anticipent une politique restrictive dans le futur dont l'ampleur dépend du niveau de la dette. Si le niveau de la dette est élevé, la politique restrictive future sera plus importante que la politique expansionniste de départ, *l'effet durcissement* domine et l'effet de la politique budgétaire est négatif puisque les entrepreneurs anticipent une hausse future d'impôt donc une baisse de leurs profits. Par contre, si la dette publique est faible, la politique restrictive future sera moindre. L'effet *confiance* l'emporte et la politique budgétaire expansionniste est bénéfique pour l'économie.

Les travaux de Caballero et Pyndick (1996) s'inscrivent également dans la logique de non-linéarité de la politique budgétaire en relation avec le niveau de la dette. Ils soutiennent qu'en situation critique, les agents économiques sont anti-keynésiens. La non-solvabilité des finances publiques (niveau de dette élevé) entraîne une incertitude au niveau macroéconomique. Ce qui incite les agents à constituer une épargne de précaution ou à retarder des investissements générant des coûts irrécupérables en réaction à une nouvelle dégradation des finances publiques.

Minea et Villieu (2008 ; 2009 ; 2011) soutiennent que la dette publique est susceptible de financer les investissements publics et impacter positivement la croissance à court terme. Mais, il entraîne une hausse de la charge de la dette qui représente des "dépenses improductives". Le paiement de la charge à terme évince l'investissement public et réduit la croissance, même si la "règle d'or des finances publiques" est respectée (le déficit doit financer les dépenses productives). L'ampleur de l'effet de la dette publique à long terme dépend de la variable d'ajustement. Lorsque le surplus de la charge de la dette est réglé par une réduction des

“dépenses improductives” (salaires ou transferts), l’effet négatif est moins marqué. C’est le cas lorsque le niveau de la dette publique est faible. Si le paiement de la charge de la dette publique nécessite une réduction des “dépenses productives” (santé, éducation, recherche développement, etc...), l’impact négatif de la dette est plus prononcé. C’est généralement le cas lorsque la dette publique est élevée.

Greiner (2011) soutient qu’une dette publique élevée réduit le volume de l’épargne nette par une hausse des taux d’intérêt (hausse de l’amortissement du capital). Ainsi, l’investissement et le stock de capital diminuent. Un ralentissement de l’accumulation du stock de capital influence négativement l’innovation qui réduit la productivité du travail et par conséquent la croissance.

Arai et al. (2013) pensent que la dette publique a deux effets sur l’investissement privé : « *un effet d’éviction* » et « *un effet de levier* ». Lorsque le niveau de la dette publique est faible, l’*effet de levier* domine et le déficit a un effet positif sur la croissance. Par contre, quand la dette atteint un certain seuil, l’*effet d’éviction* prend le dessus, ce qui impacte négativement la croissance.

Panizza et Presbitero (2013) soutiennent la possibilité que des niveaux élevés d’endettement limite la capacité d’un pays à mener des politiques contra-cycliques. Cela accroît la volatilité de la production et réduit la croissance (Ramey et Ramey, 1995)¹⁰.

Pour confronter les faits à la théorie, quelques travaux empiriques ont été menés. La suite de l’article se propose de présenter quelques-uns en relation avec les effets de seuil de la politique budgétaire.

1.2. Revue empirique

Pour mettre en relief la non-linéarité, plusieurs approches sont recensées dans la littérature économique. Ces méthodes peuvent être différenciées, selon que le modèle comporte ou non une variable endogène retardée parmi les variables explicatives (modèle dynamique ou non dynamique), par la manière dont est déterminé le seuil (endogène ou exogène), par la façon dont la transition entre différents régimes s’opère (transition lisse ou transition brutale), ou selon que la variable de transition soit observable ou pas (modèle markovien ou modèle à transition). Dans cette revue, il est question d’exposer quelques travaux concernant les effets non-linéaires de la politique budgétaire.

Giavazzi et Pagano (1996) estiment un modèle VAR qui porte sur 19 pays de l’OCDE en données annuelles de 1970 à 1992. Ils utilisent comme variables de transition le degré de variation du solde structurel primaire¹¹ et trois variables de politique budgétaire à savoir les dépenses publiques, les transferts et les impôts. Les résultats sont mitigés. Les comportements apparaissent keynésiens en période normale et plutôt anti-keynésiens en période de fort ajustement. Dans une période d’ajustement budgétaire durable et importante, les hausses de dépenses publiques et de transferts auraient un effet négatif tandis que les hausses d’impôts auraient un impact positif.

¹⁰ Ces auteurs analysent le lien entre la volatilité de la production et la croissance.

¹¹ Le solde structurel primaire doit avoir varié de 3 points de PIB en une année, ou de 3 points en deux années consécutives, ou de 4 points en trois années, ou encore de 5 points en quatre années.

Perotti (1999) utilise des modèles VAR pour évaluer l'impact de la politique budgétaire représentée par la consommation publique sur la consommation des ménages en fonction de la situation financière. Son étude est appliquée à 19 pays de l'OCDE. Selon ses résultats, la consommation publique a des effets négatifs sur la consommation des ménages dans les situations difficiles des finances publiques et un effet positif en période normale.

Giavazzi et al. (2000) déterminent l'influence de la politique budgétaire appréhendée par les impôts nets, les dépenses publiques nettes et la consommation publique sur les taux d'épargne nationaux. Ils utilisent comme variables de transition le niveau de la dette, le degré de variation de la dette publique et les périodes de consolidation budgétaire¹². Ils constatent que le niveau de la dette et sa variation n'influencent pas l'efficacité de la politique budgétaire.

Van Aarle et Garretsen (2003) reprennent la démarche de Giavazzi et Pagano (1996) pour évaluer l'impact de la politique budgétaire sur la consommation en fonction de la situation des finances publiques ou l'orientation de la politique budgétaire. Leur étude porte sur les pays de l'Union Européenne pendant la période de transition à la troisième phase de l'Union monétaire (1990-1998) et sur l'ensemble de la période 1970-2000. Ils utilisent plusieurs variables de transition à savoir, les périodes de forts changements de la politique budgétaire, celles où la dette publique est insoutenable, celles où les critères de Maastricht ne sont pas vérifiés, etc. Les meilleurs résultats sont obtenus par l'indicateur budgétaire. En d'autres termes, la dette n'influence pas de façon significative l'efficacité de la politique budgétaire.

Les modèles à seuil exogène utilisés dans les travaux ci-dessus permettent de mettre en évidence des effets différenciés de la politique budgétaire. Mais, puisque le seuil est fixé par le modélisateur, il arrive que les effets de la politique budgétaire avant et après le seuil aient le même signe. Ce qui fait que ces modèles ne sont pas appropriés, si l'on souhaite identifier le seuil exact où l'effet change de signe. Ces seuils sont fixés parfois de façon arbitraire et ne permettent pas aux pays de passer d'un régime à un autre. Pourtant, la situation des pays peut évoluer d'une année à une autre. Pour pallier cette limite, certains chercheurs ont recours aux modèles à seuil endogène.

Ainsi, Minea et Villieu (2008) estiment l'impact du déficit public sur la croissance en fonction du ratio de la dette publique par rapport au PIB, en se servant d'un PSTR. Ils utilisent des données annuelles de 19 pays de l'OCDE sur la période 1978-2005. Le seuil critique de dette/PIB se situerait au voisinage de 90%. Dans un autre travail, ces auteurs trouvent un seuil optimal de dette/PIB de 120% avec la méthode PSTR, sur un panel de 22 pays de l'OCDE couvrant la période 1978-2006. A partir d'un seuil d'endettement de 70%, l'effet bénéfique de la politique budgétaire sur la croissance commence à décliner. Quand le ratio de la dette publique par rapport au PIB atteint 120%, le déficit public aurait un effet négatif sur les dépenses publiques d'investissement qui sont sources de croissance dans les modèles de croissance endogène (Minea et Villieu, 2009).

Chang et Chiang (2009), par le biais d'un PTR (Panel Threshold Regression), de données annuelles sur la période 1990-2004 et un échantillon de 15 pays de l'OCDE estiment deux

¹² Une consolidation budgétaire importante est supposée être intervenue une année donnée si le solde primaire corrigé des variations cycliques s'améliore de plus de 1,5% du PIB.

seuils de dette publique par rapport au PIB. Ils sont de 32,3% et 66,25%. Avant le seuil de 32,3% et après celui de 66,25%, une hausse de la dette publique est faiblement bénéfique à la croissance. Par contre, un niveau d'endettement public qui se situe entre les deux seuils influence fortement la croissance.

Reinhart et Rogoff (2010) mettent en évidence la relation non-linéaire entre politique budgétaire appréhendée par la dette publique et la croissance par le biais d'histogrammes. L'étude couvre la période 1790-2009 et porte sur 44 pays développés et en développement. Ils déterminent un seuil d'endettement optimal de 90% du PIB réel. Mais, l'étude de Reinhart et Rogoff (2010) est par la suite critiquée par Herndon, Ash et Pollin (2013) qui soutiennent que l'étude précédente comporte des erreurs qui remettent en cause les résultats. Ces auteurs reprennent l'étude et montrent que l'effet de la politique budgétaire sur la croissance est positif au-delà d'un niveau d'endettement de 90%.

Checherita et Rother (2010) analysent le lien non-linéaire entre le ratio de dette publique au PIB et la croissance du PIB par habitant en se servant de données de panel sur 12 pays de la zone Euro couvrant la période 1970-2011. Ils utilisent la méthode des moments généralisés (GMM) et celle des doubles moindres carrés et trouvent un seuil critique compris entre 90-100% du PIB. Ils identifient quatre (4) canaux par lesquels la dette publique influence la croissance à savoir l'épargne privée, l'investissement public, la productivité totale des facteurs, le rendement nominal souverain à long terme et les taux d'intérêt réels.

Caner et al. (2010) mettent en évidence la relation non-linéaire entre dette publique et croissance par le biais des modèles à effets de seuils de Hansen (1996 ; 2000). L'étude porte sur 101 pays dont 75 pays développés et 26 pays en développement sur la période 1980-2008. Ils estiment un seuil d'endettement critique de 77% du PIB pour les pays en développement et 64% en ce qui concerne les pays développés.

Minea et Parent (2012) utilisent la méthode PSTR pour analyser le lien entre la dette publique et la croissance. L'étude porte sur des pays développés et couvre la période 1945-2009. Ils estiment que l'effet de la dette publique sur la croissance est négatif, lorsque le ratio dette/PIB est supérieur à 90% et inférieur à 115%. La corrélation entre la dette et la croissance devient positive lorsque la dette dépasse 115% du PIB.

Égert (2012) utilise un modèle à seuil endogène (Hansen, 1999) pour tester la relation non-linéaire entre dette publique et croissance. Sur les périodes allant de 1790 à 2009 et de 1946 à 2009 et un échantillon comprenant des pays développés (20) et émergents (21), il trouve des seuils critiques d'endettement qui se situent entre 20% et 60% du PIB.

Minea et Villieu (2013) développent un modèle de croissance endogène qui intègre la qualité de l'environnement et l'utilité des ménages. Les auteurs estiment deux ratios de dette publique : un ratio optimal de dette publique permettant de maximiser la croissance à long terme ; et un autre qui maximise le bien-être des ménages. Le premier est estimé à 58% et le second à 23,5% lorsque les ménages accordent plus de poids à l'environnement. Par contre, si les ménages accordent moins de poids à l'environnement, le ratio de dette publique qui maximise la croissance ne change pas. Mais, celui qui maximise le bien être passe à 75% du PIB.

Baum, et al. (2013) utilisent un modèle de panel à seuil dynamique pour déterminer un seuil critique de dette publique de 90% du PIB pour 12 pays européens sur la période 1990-2010. Lorsque le niveau de la dette publique atteint le seuil de 67%, son effet sur la croissance commence à décliner. Quand la dette publique dépasse 90% du PIB, la hausse de la dette publique devient dommageable pour la croissance.

Mencinger et al. (2014), analysent le lien non-linéaire entre le niveau de la dette publique et le taux de croissance annuelle du PIB par habitant, par l'estimation d'un modèle GMM en deux étapes avec des variables instrumentales (le ratio de la dette au PIB et son carré). Ils utilisent des données de panel sur 25 pays de l'Union Européenne qu'ils divisent en sous-groupes qui distinguent les «anciens» Etats membres (15) couvrant la période 1980-2010, et les «nouveaux» Etats membres (12) sur la période 1995-2010. Le seuil de dette publique optimal pour les «anciens» Etats membres se situe entre 80% et 94% du PIB. Pour les «nouveaux» membres, le seuil de dette publique critique oscille entre 53% et 54% du PIB.

La revue empirique ci-dessus relative aux pays développés et émergents fait ressortir un seuil de dette publique optimal minimum de 20% de PIB trouvé par Egert (2012). La suite de la revue s'intéresse aux pays en développement en général et en particulier à l'espace UEMOA.

Adam et Bevan (2005) analysent la relation entre le déficit budgétaire et la croissance du PIB par habitant pour un panel de 45 pays en développement dont 3 pays de l'UEMOA (Mali, Sénégal, Togo) sur la période 1970-1999, avec un modèle à générations imbriquées. Ils montrent que l'effet du déficit sur la croissance dépend du niveau initial du déficit et du niveau de la dette publique. Lorsque le niveau du déficit est inférieur ou égal à 1,5% du PIB, l'effet d'une hausse du déficit sur la croissance est positif et estimé à 0,264. Ce multiplicateur est réduit de 0,024 par an, si le niveau de la dette publique extérieure est supérieur à 60% du PIB. Lorsque le niveau du déficit est supérieur au seuil optimal (1,5% du PIB), une politique expansionniste réduit la croissance du PIB par habitant de 0,209. Dans ce cas, une dette publique extérieure supérieure à 60% du PIB aggrave dans la même proportion (0,024) l'effet négatif du déficit sur la croissance.

Chakroun et al. (2013) estiment un seuil d'endettement optimal de 39.5% du PIB, après l'analyse de la relation non-linéaire entre le niveau de la dette publique et la croissance économique. Ils utilisent un échantillon de quatre pays MENA (Tunisie, Turquie, Maroc et Egypte) et la méthodologie PSTR sur la période 1970-2010.

Lonzo Lubu (2014) met en évidence les effets non-linéaires de la politique budgétaire sur l'output gap, par le biais d'un modèle à seuil endogène (Hansen, 2000) en République Démocratique du Congo, sur la période 1960-2013. Les résultats indiquent un seuil optimal de dette extérieure publique de 112% du PIB. Au-delà de ce seuil, une hausse du stock de la dette publique extérieure par rapport au PIB devient nuisible pour l'activité économique.

Faye et Thiam (2015) utilisent un modèle à générations imbriquées pour étudier l'effet de l'endettement public sur la consommation, le PIB, l'épargne, les recettes budgétaires, l'investissement, et la dynamique du capital au Sénégal. Les résultats montrent qu'une hausse de 10% de la dette publique influence positivement les variables macroéconomiques mais dégrade le déficit de la balance courante. Pour être efficace, il faudrait intégrer une dette

publique de 65% du PIB au minimum dans le processus d'accumulation du capital. Une hausse de la dette extérieure de 10% impacte positivement les variables macroéconomiques mais dégrade plus le déficit de la balance courante. Une augmentation de 10% de la dette interne entraîne une récession. Une augmentation des dépenses publiques financées par emprunt entraîne une hausse de la dette publique léguée aux générations futures de 15% et une augmentation de la consommation future d'environ 2%.

Les études énumérées précédemment concernant les pays en développement mettent en évidence un seuil optimal de dette publique minimum de 39,5% du PIB estimé par Chakroun et al. (2013). Pour l'espace UEMOA, nous avons identifié deux (2) études qui abordent la même problématique. Il s'agit de celles de Tanimoune et al. (2008) et Wade (2015). Tanimoune et al. (2008) utilisent un modèle à seuil endogène développé par Hansen (1996, 1999) pour analyser l'effet du solde budgétaire primaire structurel de base sur l'output gap, en fonction de la dette extérieure publique au PIB. Ils estiment un seuil d'endettement critique de 83% pour sept pays de la zone UEMOA sur la période 1986-2002.

Quant à Wade (2015), elle estime l'impact de la dette publique totale en pourcentage du PIB sur le taux de croissance du PIB par tête avec un PSTR et la méthode GMM. L'étude porte sur les 8 pays de l'UEMOA et couvre la période 1980-2011. Les résultats obtenus avec la méthode GMM indiquent un seuil optimal de dette publique de 48,8% du PIB, alors que le PSTR donne un seuil critique de 49,83% du PIB.

Dans cette étude, l'objectif visé est de mettre en évidence à l'aide de l'approche PSTR, la relation qui existe entre le taux de croissance du PIB réel, le niveau du ratio de la dette publique extérieure par rapport au PIB et le solde budgétaire structurel primaire hors dons au sein de la zone UEMOA. La variable à expliquer est la croissance du PIB potentiel qui est relativement stable et plus endogène par rapport aux variables alternatives. En plus, l'évolution du potentiel de production traduit la tendance de long terme de la production.

2 - MODELISATION EN PANEL A TRANSITION LISSE

Cette section se subdivise en deux parties. La première présente le modèle PSTR et la seconde, la démarche d'estimation des paramètres du modèle.

2.1. Modèle PSTR

Le modèle utilisé dans cette étude est le PSTR de González et al. (2005) qui est une extension des modèles PTR (Panel Threshold Regression) proposé par Hansen (1999). Dans le prolongement de la méthodologie PSTR, Fok et al. (2005a) et Fok et al. (2005b) ont élaboré le modèle PSTAR (Panel Smooth Transition Autoregressive model) qui est un modèle à seuils en données de panel avec une structure dynamique qui prend en compte la variable endogène retardée. Mais, dans ce modèle, les coefficients, le paramètre de seuil et de lissage sont individuels. Ce qui ne permet pas de déterminer un seuil homogène optimal pour une union économique et monétaire qui dispose de critères communs. Le PSTR, en plus de permettre d'identifier un seuil homogène, permet de tenir compte de l'hétérogénéité individuelle et de l'instabilité temporelle des coefficients de pentes. En outre, il permet d'éviter d'utiliser une variable *dummy* pour caractériser l'appartenance à un régime ou à l'autre, de sorte que notre

test de linéarité échappe à la critique de Hansen (1996) selon laquelle le test d'égalité entre les coefficients associés aux deux régimes comporte un problème de nuisance.

Les développements théoriques récents conduits par Fouquau et al. (2008), Béreau et al. (2012), Jude et Levieuge (2013), Yu (2013), Yu et Phillips (2014), Yohou et al., (2016) révèlent que les modèles à effets de seuils de type PTR et PSTR atténuent le problème de l'endogénéité en raison de la variabilité temporelle des coefficients. Toutefois, nous effectuons des tests de robustesse par soucis de comparaison en estimant un modèle de double moindres carrés (DMC).

Le modèle à estimer se présente donc comme suit :

$$TPIBP_{it} = \mu_i + \beta_0 SSPH_{it} + \beta_1 SSPH_{it} G(RDET_{it}; \gamma, c) + \beta_2 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

où TPIBP représente le taux de croissance du PIB potentiel (PIBP), μ_i est le vecteur des effets fixes individuels. En suivant Tanimoune et al. (2008), $SSPH$ est le solde structurel. $X_{it} = (X_{it}^1, \dots, X_{it}^k)$ est la matrice de 5 variables de contrôle à savoir : l'investissement, l'ouverture, la population urbaine, l'inflation et la dévaluation. ε_{it} est le terme d'erreur et est supposé *i.i.d* $(0; \sigma_\varepsilon^2)$.

$G(RDET_{it}; \gamma, c)$ est une fonction de transition continue et intégrable sur 0 et 1. Théoriquement, un mécanisme de transition lisse entre les régimes peut être modélisé à partir de diverses fonctions de transition du moment qu'elles sont continues et intégrables sur $[0, 1]$. González et al. (2005) tout comme Teräsvirta (1994) utilisent une fonction de transition logistique, dont la forme est la suivante :

$$G(RDET_{it}; \gamma, c) = [1 + \exp(-\gamma(RDET_{it} - c))]^{-1} \quad (2)$$

où c est le seuil d'endettement critique, γ représente le paramètre de lissage supposé positif et $RDET_{it}$ la variable de transition qui est dans notre étude le ratio de la dette publique extérieure retardé d'une période.

Le coefficient de la sensibilité de la croissance du PIBP au solde structurel en fonction du ratio de la dette extérieure retardé d'une période pour le $i^{\text{ème}}$ pays à la date t est alors défini par :

$$e_{it} = \frac{\partial TPIBP_{it}}{\partial SSPH_{it}} = \beta_0 + \beta_1 G(RDET_{it}; \gamma, c) \quad (3)$$

Si la fonction de transition $G(RDET_{it}; \gamma, c)$ tend vers 0, le coefficient se résume à β_0 ($e_{it} = \beta_0$) et réciproquement le coefficient est égal à la somme des paramètres β_0 et β_1 ($e_{it} = \beta_0 + \beta_1$) lorsque la fonction de transition est égale à 1.

Entre ces deux régimes extrêmes, l'effet non-linéaire du solde structurel sur la croissance du PIB potentiel (PIBP) est défini comme une moyenne pondérée des paramètres β_0 et β_1 ($e_{it} = \beta_0 + G(RDET_{it}; \gamma, c)\beta_1$). La vitesse de transition entre les deux régimes dépend toujours de la valeur du paramètre de lissage. Lorsque γ tend vers l'infini, le modèle PSTR correspond à

un modèle PTR à trois régimes où les régimes extérieurs sont identiques et différents du régime central. En revanche, quand γ tend vers zéro, le modèle PSTR se simplifie en un modèle homogène à effets fixes.

2.2. Estimation des paramètres du modèle PSTR

L'estimation des coefficients de pente, des paramètres de seuils et de lissage du modèle s'effectue en deux étapes. La première consiste à rechercher l'éventuelle présence d'effet non linéaire. Le test de linéarité constitue une étape essentielle de l'analyse. Pour cela, González et al. (2005) proposent un test qui consiste à confronter deux jeux d'hypothèses :

$$H_0 : \beta_1 = 0 \text{ versus } H_1 : \beta_1 \neq 0 \text{ où } H_0 : \gamma = 0 \text{ versus } H_1 : \gamma \neq 0.$$

En effet, lorsque $\gamma = 0$ alors la fonction $g(\cdot)$ a pour valeur $1/2$ quelle que soit la valeur prise par la variable de seuil $RDET_{it}$. L'effet de seuil disparaît donc et le modèle n'est rien d'autre qu'un panel linéaire. Il en est de même lorsque $H_0 : \beta_1 = 0$. La conduite de ce test par les approches standards présente un problème connu sous le nom de «problème de Davies¹³» dans la littérature économique. En effet, le calcul de la statistique de test de Fisher standard comporte la somme des carrés des résidus du modèle non-linéaire. Or, pour estimer ce modèle, il faut connaître les paramètres. Ce qui n'est pas le cas au moment du test. On parle alors de «paramètres de nuisance non identifiés». Pour contourner ce problème, les chercheurs estiment généralement les paramètres inconnus. Mais, avec cette approche la distribution de la statique du test devient inconnue. Hansen (1996) propose une solution à ce problème, par un test de ratio de vraisemblance et une procédure de bootstrap qui permet d'approximer la distribution asymptotique de la loi de cette statistique. Ensuite, il obtient la p-value du test en utilisant une fonction de distribution (Hansen, 1999) ou la procédure de bootstrap. Pour éviter toutes ces démarches en présence de paramètres de nuisance non identifiée sous H_0 , González et al. (2005) proposent de remplacer la fonction de transition $G(RDET_{it}; \gamma, c)$, par son développement de Taylor du premier ordre autour du point $\gamma = 0$.

L'équation à estimer devient alors :

$$TPIBP_{it} = \mu_i + b_1 SSPH_{it} + b_2 RDET_{it} SSPH_{it} + \beta_3 X_{it} + \varepsilon_{it}^* \quad (4)$$

où $b_1 = [\beta_0 + \frac{1}{2}\beta_1 - \frac{\gamma c}{4}\beta_1]$, $b_2 = \frac{\gamma}{4}\beta_1$ et $\varepsilon_{it}^* = \varepsilon_{it} + \beta_1 R_1 SSPH_{it}$ avec R_1 étant le reste de Riemann. Puisque b_2 est proportionnel à la pente de la fonction de transition, le test de non-linéarité peut se ramener à : $H_0 : b_2 = 0$ contre $H_1 : b_2 \neq 0$. Gonzalez et al. (2005) proposent une statistique de test basée sur le Multiplicateur de Lagrange (LM) et sa version de Fisher (LMF). Une extension de ces tests est réalisée sur le principe du pseudo-ratio de vraisemblance (pseudo-LRT) par Colletaz et Hurlin (2006). Les trois statistiques de test sont :

$$LM = TN(SSR_0 - SSR_1)/K \sim X^2(K)$$

¹³ Le problème de l'hypothèse tests en présence de paramètres de nuisance non identifiés a été étudié par Davies (1977, 1987).

$$LM = \frac{(SSR_0 - SSR_1)/K}{SSR_0/(TN - N - K)} \sim F(K, TN - N - K)$$

$$Pseudo - LRT = -2[\log(SSR_0) - \log(SSR_1)] \sim X^2(K)$$

où SSR_0 désigne la somme des carrés des résidus du modèle contraint (sous l'hypothèse nulle, c'est-à-dire, le modèle de panel linéaire avec effets fixes individuels) et SSR_1 la somme des carrés des résidus du modèle non contraint PSTR, N la dimension individuelle, T la dimension temporelle. La présence de non-linéarité peut aussi être cherchée par des méthodes descriptives ou des méthodes d'estimation non paramétrique. Lorsque la présence d'effets de seuil est prouvée, c'est-à-dire, b_2 statistiquement différent de zéro, la seconde étape consiste à estimer les coefficients $\beta_0, \beta_1, \gamma, c$. Pour ce faire, on estime premièrement γ et c . La solution proposée par Colletaz et Hurlin (2006) est alors de créer une grille de recherche sur ces paramètres en sélectionnant plusieurs valeurs possibles pour le paramètre de lissage et pour le seuil pris parmi les valeurs de la variable de transition. La somme des carrés des résidus pouvant être facilement calculée, il suffit ensuite de sélectionner le couple qui la minimise et de s'en servir comme valeur de départ. González et al. (2005) proposent comme solution alternative pour obtenir les conditions initiales, l'emploi de l'algorithme du « *simulated annealing* ». A partir des estimateurs de γ et c , par le biais du modèle (4), il est possible d'estimer à nouveau les coefficients de pente du modèle (1) par la méthode des moindres carrés non linéaires (MCNL).

3 - DONNEES ET RESULTATS

3.1. Données

Dans cette étude, la variable à expliquer est la croissance du PIB potentiel (TPIBP). Le PIB potentiel peut être appréhendé comme le niveau de production maximal qu'une économie peut atteindre étant donné sa disponibilité en facteurs de production, technologie et techniques de gestion. En d'autres termes, la croissance potentielle est le taux de croissance du maximum de production qu'une économie peut dégager sans générer une hausse de l'inflation (De Masi, 1997). Le choix du potentiel de production au détriment des autres variables recensées dans la littérature se justifie par sa stabilité et son caractère endogène. En effet, la forte dépendance de l'économie de la zone à l'agriculture rend la croissance du PIB, le PIB par habitant et le gap de production imprévisibles à cause notamment de la volatilité des cours des matières premières et des conditions climatiques exogènes. En outre, l'objectif du pacte de convergence de la zone UEMOA pour impulser une réduction significative de la pauvreté dans la zone est de promouvoir une croissance forte et soutenable sans générer une hausse de l'inflation ou avec une inflation modérée, rejoignant ainsi la définition de croissance potentielle.

Il existe dans la littérature économique deux principales méthodes pour l'estimation du PIB potentiel: l'estimation d'une fonction de production (Bouthevillain et al. 2001) et la méthode de lissage de Hodrick-Prescott (HP) (1980). Le choix du filtre HP pour l'estimation du PIBP est justifié par deux raisons essentielles à savoir la simplicité de mise en œuvre et la possibilité de l'utiliser sans avoir à prolonger la série initiale. Cependant, il comporte des limites car le calcul de la tendance présente un effet de bord, le cycle peut être bruité par des phénomènes à haute

fréquence. Par ailleurs, le choix du paramètre λ est entaché d'un certain arbitraire¹⁴. Hodrick-Prescott (1980) recommandent alors des valeurs de 1600 à λ pour les données trimestrielles et 100 pour les données annuelles. Malgré ces critiques, ce filtre est le plus utilisé pour l'estimation du PIB potentiel (Tanimoune et al. 2008). Toutefois, pour contourner le biais d'effet de bord, nous avons estimé le PIB potentiel de 1970 à 2013. Le filtre HP suppose que la série du produit (Y) se décompose en un cycle (C) et une tendance (T) qui résulte d'un calcul d'optimisation où λ est un multiplicateur de Lagrange, représentant le paramètre de lissage :

$$\left(\min_T \sum_{t=1}^N [(Y_t - T_t)^2 + \lambda(\Delta T_{t+1} - \Delta T_t)^2] \right) \quad (5)$$

La résolution de ce programme permet d'obtenir le PIB potentiel (T). Une alternative au TPIBP est d'utiliser la croissance du PIB ou du PIB par habitant. Mais, vu que la croissance du PIB est tributaire de phénomènes aléatoires et le PIB par habitant dépend de paramètres structurels, notre choix s'est porté sur le TPIBP. Pour la variable de politique budgétaire, nous retenons le solde structurel primaire hors dons (SSPH). L'avantage du SSPH par rapport au solde structurel de base généralement utilisé par la commission de l'UEMOA est qu'il exclut les charges d'intérêt qui sont prédéterminées. Ainsi, le SSPH est un indicateur crédible de l'orientation de la politique budgétaire discrétionnaire. Le SSPH est calculé à partir du solde primaire hors dons. Ce solde, en plus des charges d'intérêt, exclut les dons qui ont un caractère aléatoire. Le solde structurel primaire hors dons est égal au solde primaire hors dons corrigé des fluctuations économiques. Il existe plusieurs méthodes pour identifier le solde structurel. Les plus utilisées sont la méthode de Bouthevillain et al. (2001)¹⁵, la méthode de Blanchard (1990)¹⁶ et la méthode de la commission européenne. Dans cette étude, nous optons pour la méthode de la commission européenne pour sa transparence et sa simplicité. Le solde structurel primaire hors dons est déterminé comme suit :

$$SPH_{it} = \alpha GAP_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

où SPH_{it} représente le solde primaire hors dons effectif, αGAP_{it} est le solde primaire conjoncturel et ε_{it} le résidu du modèle constitue le solde structurel primaire (SSPH). GAP est la différence entre le PIB effectif et le PIB potentiel. Par ailleurs, pour tester la robustesse de nos résultats nous avons utilisé le solde structurel global hors dons (SSGH), le solde structurel global (SSG), le ratio du solde global hors dons (RSGH) et le ratio du solde primaire hors dons¹⁷ (RSPH) comme variables d'intérêt.

La variable de transition dans cette étude est le niveau initial de la dette que nous approximations par le ratio de la dette publique extérieure par rapport au PIB nominal retardé d'une période

¹⁴ Bouthevillain (2002) suggère 30 pour des séries annuelles tandis que Baxter et King (1999) adoptent des valeurs comprises entre 100 et 400.

¹⁵ Le solde primaire structurelle (SPS) est obtenu par : $SPS = SP - \varphi GAP$ avec $\varphi = \frac{\Delta(SP/PN)}{\Delta PR/PR}$ Ou SP est le solde primaire, PN le PIB nominal et PR le PIB réel, φ l'élasticité du SP par rapport au cycle économique. Elle mesure les variations du solde primaire suite à une augmentation de 1% du PIB réel.

¹⁶ Définit comme changement discrétionnaire, « l'excédent primaire qui aurait été enregistré si le taux de chômage était resté à la même valeur que l'année précédente moins l'excédent primaire de l'année précédente.

¹⁷ Le ratio du solde global hors dons est égal au solde global hors dons divisé par le PIB nominal multiplié par 100. Idem pour le ratio du solde primaire hors dons.

(RDET). L'idéal aurait été d'utiliser la dette publique totale. Mais l'absence de données sur la dette intérieure dans les pays en développement (Presbitero, 2012) en général et particulièrement dans les pays de la zone UEMOA nous a conduits à utiliser ce ratio. Néanmoins, la dette extérieure représente valablement le niveau d'endettement des pays de l'UEMOA étant donné que la grande partie de leurs financements provient des bailleurs de fonds internationaux. Par exemple, le ratio de la dette publique extérieure sur la période 2012-2014 représente plus de 66% de la dette publique totale dans la zone en dépit des allègements de la dette externe dans le cadre de l'Initiative PPTE qui en a engendré une baisse considérable (Fonds Monétaire International, 2016).

Comme variables de contrôle, nous retenons eu égard aux études empiriques portant sur les déterminants de la croissance économique de la zone (Tanimoune et al. 2008; Wade, 2015) les variables de contrôle suivantes :

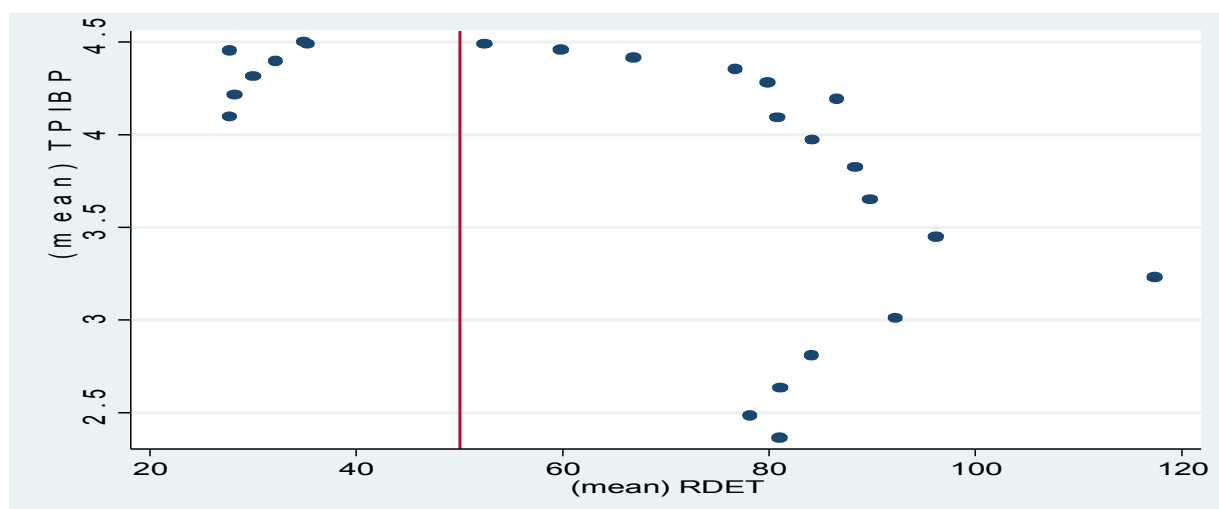
- l'investissement : il est pris en compte à travers le ratio de la formation brute de capital par rapport au PIB nominal (LINV) ;
- la croissance du degré d'ouverture (TOUV) : le degré d'ouverture est déterminé par la proportion du commerce extérieur dans le PIB. C'est à dire la somme des exportations et des importations rapportée au PIB nominal ;
- la croissance de la population urbaine (TPOU) qui est de plus en plus utilisée dans les modèles de croissance ;
- l'inflation : elle a pour proxy la croissance annuelle du déflateur du PIB (TINF) ;
- une variable binaire pour capter l'impact de la dévaluation de 1994 (DEVA). Elle vaut un, à partir de 1994 et zéro les années précédentes.

Selon la théorie économique, toutes les variables de contrôle devraient influencer positivement l'activité économique à l'exception de l'inflation dont l'effet attendu est négatif. Seul le ratio de la formation brute de capital est en logarithme. L'analyse couvre la période 1989-2012 et porte sur sept pays de l'UEMOA. La Guinée Bissau a été exclue en raison de son entrée récente dans l'UEMOA et d'une absence importante de données qui pourrait compromettre les résultats de l'étude. Les données proviennent du World Development Indicators de la Banque Mondiale (RDET, TPIBP, LINV, TOUV, TPOU, TINF), et de la base de la BCEAO (les soldes budgétaires).

3.2. Statistiques descriptives

Le graphique 1 met en évidence la relation entre la croissance du potentiel de production (TPIBP) moyen de la zone et le ratio de dette publique extérieure par rapport au PIB (RDET) moyen.

Graphique 1 : Relation entre TPIBP et RDET



Source : Auteurs.

On constate une relation non-linéaire entre la croissance du PIB potentiel et le niveau du ratio de la dette publique. Dans un premier temps, la corrélation entre les deux variables est positive, jusqu'à un niveau de dette publique qui avoisine 50% du PIB. Au-delà de ce seuil, le lien entre les variables d'intérêt devient négatif. On note également une troisième phase, lorsque la dette publique avoisine 80% du PIB ou le lien entre croissance du potentiel de production et dette publique extérieure devient ambigu.

Tableau 1 : Statistiques descriptives

Variables	Périodes	Bénin	Burkina Faso	Côte D'Ivoire	Mali	Niger	Sénégal	Togo	Moyenne
croissance du PIB potentiel	89-93	3,60	3,59	1,36	3,17	0,95	1,87	1,10	2,23
	94-98	4,78	5,60	2,87	4,39	2,64	3,22	3,49	3,86
	99-03	4,63	6,05	0,79	6,77	3,36	4,40	1,83	3,98
	04-08	3,94	6,30	1,23	8,91	4,46	4,16	2,52	4,50
	09-12	3,99	5,79	3,46	9,23	5,66	3,48	3,89	5,07
Solde structurel primaire hors dons	89-93	0,42	-0,02	1,22	1,58	-0,47	2,14	-0,08	0,68
	94-98	1,71	0,19	3,93	1,26	-0,75	3,91	-0,87	1,34
	99-03	1,05	-1,11	10,19	0,66	-0,84	2,76	0,46	1,88
	04-08	0,66	-5,55	8,75	2,56	0,51	-2,98	0,30	0,61
	09-12	-0,62	-7,22	4,63	1,62	-2,20	-8,09	-0,27	-1,74
Ratio de la dette extérieure retardé	89-93	60,24	35,81	164,77	99,08	72,83	65,01	86,90	83,38
	94-98	63,79	53,70	158,56	114,70	84,40	82,60	108,91	95,24
	99-03	50,04	50,17	100,04	82,94	84,16	74,61	105,65	78,23
	04-08	21,12	27,29	64,19	35,81	37,35	31,66	77,06	42,07
	09-12	22,68	22,69	45,17	22,95	29,68	31,03	32,86	29,58

Source : Auteurs à partir des données du WDI et de la BCEAO.

Par ailleurs, le tableau 1 montre que les pays les plus endettés ont une croissance de leur potentiel de production relativement faible. C'est le cas de la Côte d'Ivoire et du Togo. Par contre, les pays comme le Bénin et le Burkina Faso qui se sont moins endettés ont une croissance de leur potentiel de production meilleure. Le tableau montre également une décroissance de la dette moyenne de la zone au cours des années (de 95,24% sur la période 1994-1998 à 29,58% sur la période 2009-2012). Alors que la croissance du PIBP présente une tendance à la hausse (de 2,23 sur la période 1989-1993 à 5,07 sur la période 2009-2012).

La tendance des variables laisse transparaître une relation non-linéaire entre les variables d'intérêt. Mais, il faut procéder à une analyse structurelle pour se prononcer sur la nature de la relation. La section qui suit présente les résultats de l'analyse.

3.3. Résultats

La présentation des résultats comprend deux parties. Une première consacrée aux résultats des tests de spécification et une seconde aux estimations du modèle PSTR.

- **Tests de spécification**

Les tests de spécification comprennent l'analyse de la stationnarité des variables de l'étude, les tests de linéarité, les tests de détermination du nombre de fonction de transition et de l'ordre de la fonction de transition. Pour contrôler la non-stationnarité des variables, nous avons utilisé le taux de croissance des variables sauf pour la variable seuil pour faciliter l'interprétation économique.

- **Tests de détermination du nombre et de l'ordre de fonction de transition**

La spécification d'un PSTR nécessite de déterminer le nombre de fonctions de transition (r) et l'ordre (m) de chaque fonction de transition pour appréhender au mieux la relation non-linéaire entre les variables d'intérêt. Pour ce faire, la démarche suivante a été adoptée. Premièrement nous testons un modèle linéaire ($r = 0$) contre un modèle à une fonction de transition ($r = 1$). Ce test permet de vérifier la significativité de l'effet de seuil du point de vue statistique. Si le seuil est significatif, cela suppose que la relation entre le solde budgétaire et la croissance du PIB potentiel peut-être modélisée par un modèle à changement de régime. Cette hypothèse est testée à partir des statistiques présentées à la section 2.2. Lorsque l'hypothèse nulle ($r = 0$) est rejetée, le modèle doit comporter au moins une fonction de transition ($r = 1$). Nous testons par la suite l'hypothèse d'un modèle à une fonction de transition ($r = 1$) contre un modèle à deux fonctions de transition ($r = 2$). Chaque test est réalisé avec une fonction de transition d'ordre un ($m=1$) et d'ordre deux ($m = 2$). Il est possible de tester un modèle à 3 fonctions de transition et plus avec des ordres supérieurs à deux ($m > 2$). Mais, lorsque le nombre de paramètres à estimer augmente, le degré de liberté des tests diminue et réduit la précision des tests. Aussi, faut-il un nombre minimum d'observations dans chaque régime pour garantir la crédibilité des estimations. Pour toutes ces raisons, nous nous sommes limités à deux fonctions de transition et deux seuils comme le recommande Gonzalez et al. (2005). D'ailleurs pour la dernière spécification ($r = 2$ et $m = 2$) le nombre de points dans chaque régime était insuffisant pour cette estimation. Les résultats des tests de linéarité sont consignés dans le tableau 2 suivant.

Tableau 2 : Résultats des tests de linéarité

variables	Tests	H0 : r = 0 vs H1 : r = 1		H0 : r = 1 vs H1 : r = 2	
		m=1	m=2	m=1	m=2
TPIBP	Wald (LM)	8,386 (0,003)	8,386 (0,003)	4,558 (0,032)	-
	Fischer (F)	8,409 (0,004)	8,409 (0,004)	4,270 (0,040)	-
	pseudo LRT	8,623 (0,003)	8,623 (0,003)	4,726 (0,029)	-

Source : Auteurs à partir du logiciel RATS.

Note : les valeurs entre parenthèses () sont les p-value ; (-) signifie absence de résultats parce que le nombre de points est insuffisant pour l'estimation de cette spécification.

Les résultats montrent que l'hypothèse de linéarité est rejetée pour deux fonctions de transition. Cependant, on remarque que le rejet de la linéarité est plus significatif pour les spécifications avec une fonction de transition. Donc nous avons choisi cette spécification.

Les statistiques des tests de linéarité pour une fonction de transition sont identiques quel que soit l'ordre de la fonction de transition. Pour effectuer un choix entre une spécification avec un seuil et une spécification avec deux seuils, nous avons recouru à d'autres critères résumés dans le tableau 3. Au vu de ce tableau, le choix du modèle apparaît clairement. En effet, la spécification avec un seul seuil possède le critère AIC, le critère de Schwarz et l'erreur d'estimation les plus faibles.

Tableau 3 : Détermination de l'ordre de la fonction de transition

Variabes	seuils	Critère AIC	Critère de Schwarz	Erreur d'estimation
TPIBP	m=1	-0,026	0,151	133,434
	m=2	0,036	0,233	140,243

Source : Auteurs à partir du logiciel RATS. Note : L'erreur d'estimation représente la somme des carrés des résidus de la spécification.

• **Résultats des estimations du modèle PSTR**

Pour obtenir les résultats, nous avons exécuté le programme GTVD.SRC¹⁸ exécutable sous RATS. Le résumé des résultats est reporté dans le tableau 4 qui suit et le résultat complet de l'estimation avec SSPH est en annexe 1. L'effet marginal de la politique budgétaire appréhendé par SSPH en fonction de la dette extérieure pour un pays (i) à une date (t) est donné par l'expression (7) suivante :

$$essph_{it} = \frac{\partial TPIBP_{it}}{\partial SSPH_{it}} = -0,011 + 1,932 [1 + \exp(-1,016 (RDET_{it} - 48,716))]^{-1} \quad (7)$$

Les tableaux en Annexe 2 donnent tous les coefficients sur la période étudiée pour chaque pays de l'échantillon et pour chaque variable d'intérêt.

¹⁸ Pour plus de détails le lecteur pourrait se référer à GTVD : A RATS (Regression Analysis of Times Series) procedure to estimate Smooth Transition Regressions with Panel Data. G. Colletaz Laboratoire d'Economie d'Orléans, Université d'Orléans, France email: gilbert.colletaz@univ-orleans.fr

Tableau 4 : Résultats des estimations

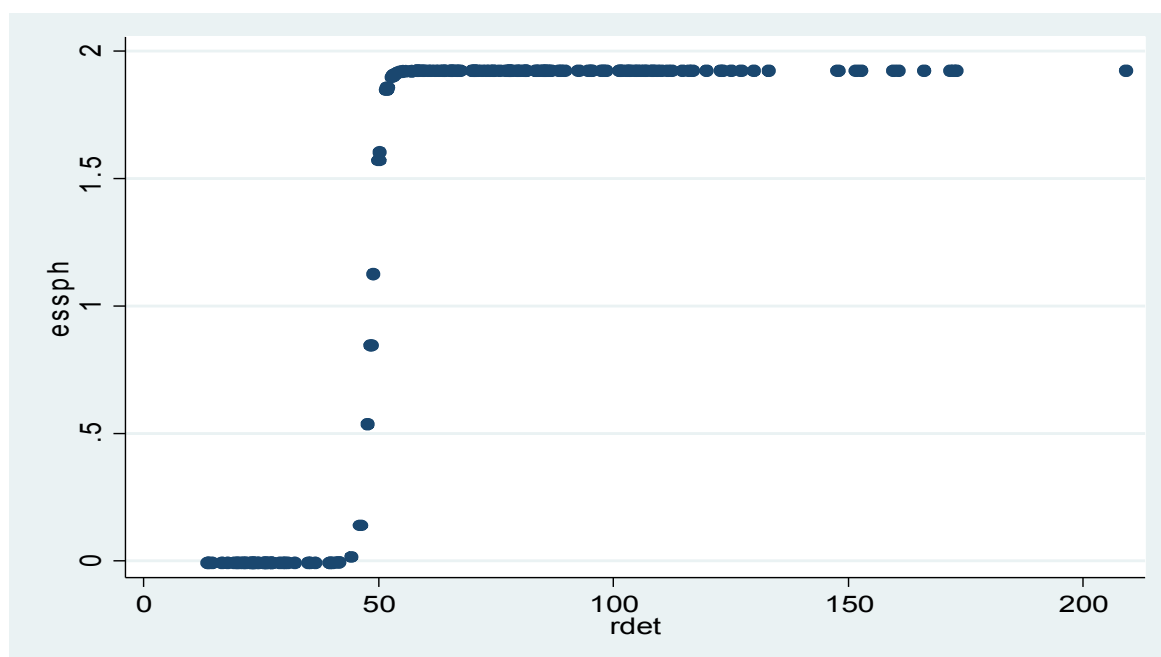
Paramètres	TPIBP				
	SSPH	SSG	SSGH	RSPH	RSGH
Béta 0 (β_0)	-0,011 (0,016)	-0,002 (0,016)	-0,004 (0,025)	0,024 (0,017)	0,032 (0,015)
Béta 1 (β_1)	1,932*** (0,461)	1,909 *** (0,472)	0,488 *** (0,103)	3,531 *** (0,711)	1,495 *** (0,275)
Gama γ	1,016 **	1,073 **	5,426 **	0,986 ***	1,142 ***
Seuil (c)	48,716 ***	48,636 ***	45,923***	46,844***	45,709 ***
TINF	-0,004 (0,011)	-0,004 (0,011)	-0,005 (0,011)	-0,008 (0,011)	-0,009 (0,011)
LINV	0,313 (0,397)	0,286 (0,397)	0,253 (0,391)	0,220 (0,384)	0,112 (0,382)
TOUV	0,001 (0,006)	0,002 (0,006)	0,002 (0,006)	0,002 (0,006)	0,002*** (0,006)
DEVA	1,411*** (0,204)	1,398*** (0,204)	1,473 *** (0,206)	1,406 *** (0,205)	1,501 *** (0,199)
TPOU	0,106 (0,082)	0,106 (0,082)	0,098 (0,081)	0,104 (0,080)	0,134 * (0,080)
Centered R^2	0,276	0,274	0,304	0,317	0,341
R-Bar^2	0,246	0,244	0,276	0,289	0,314
F Fisher	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Durbin-Watson	0,560	0,553	0,489	0,553	0,488
Wald (LM)	8,386 ***	8,745 ***	13,790 ***	7,612 ***	5,455**
Fischer (F)	8,409 ***	8,790 ***	14,368 ***	7,591***	5,360 **
pseudo LRT	8,623***	9,003 ***	14,456***	7,806 ***	5,555 **

Source : Auteurs. Note : les valeurs entre parenthèse () sont les écarts types. *, ** et *** désignent une significativité à 10%, 5% et 1% respectivement.

Dans cette présentation, nous nous sommes intéressés au SSPH car il nous semble le plus approprié pour appréhender la politique discrétionnaire de l'Etat dans la mesure où il exclut les dons et les paiements d'intérêt. Nous remarquons que le paramètre de lissage estimé est relativement faible (1,016). Ce résultat suppose que le passage d'un régime à un autre se fait progressivement donc l'usage du modèle PSTR est approprié. Les valeurs des paramètres estimés ne sont pas directement interprétables parce qu'entre les régimes il y a un nombre infini de coefficients. Cependant, nous pouvons analyser l'influence du niveau de la dette extérieure sur la relation entre politique budgétaire et l'activité économique par les signes de coefficient β_0 et β_1 .

Le coefficient β_0 est négatif (-0,011). Ce qui suppose qu'une politique budgétaire restrictive (hausse de l'écart entre recettes et dépenses) influence négativement l'économie lorsque le ratio de la dette extérieure retardée d'une période est inférieur à 48%. Dans ce cas, la politique budgétaire est efficace. Par contre, pour un niveau de dette supérieur au seuil critique, l'effet de la politique budgétaire est nul ou positif si on s'en tient au signe de β_1 (1,932). Dans cette dernière situation, l'effet anti-keynésien des finances publiques semble être vérifié. Pour analyser l'impact de la dette publique extérieure sur l'efficacité de la politique budgétaire, nous avons réalisé la représentation graphique de la relation (7) (graphique 2).

Graphique 2 : Impact de la dette sur le coefficient du SSPH



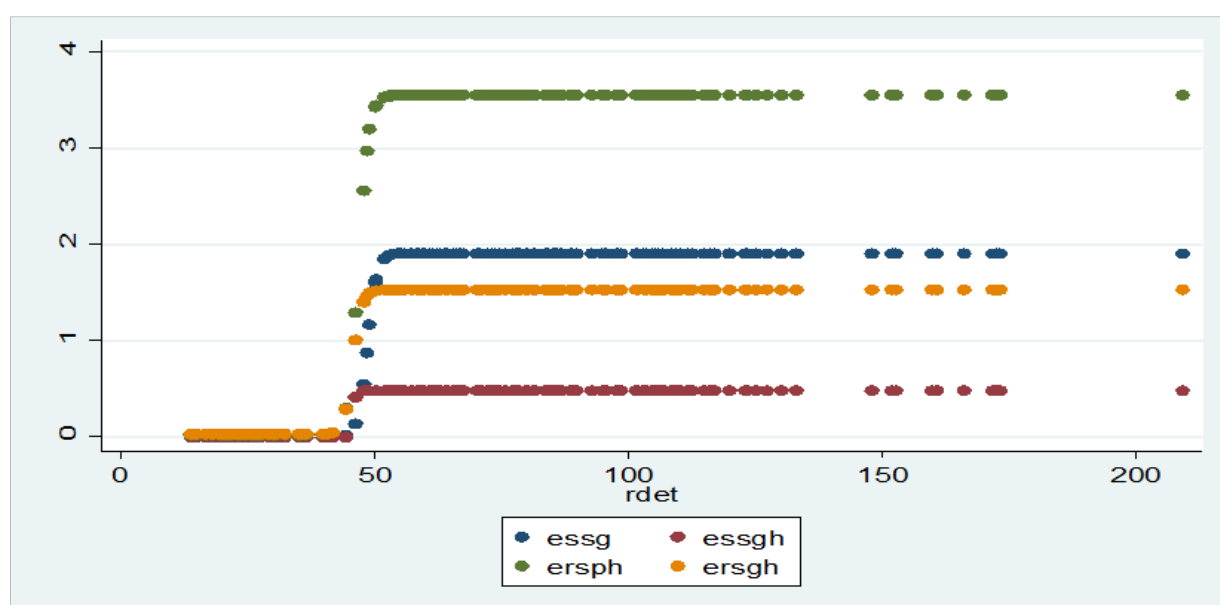
Source : Auteurs. Note : essph= effet marginal du SSPH.

La courbe présente trois phases. Une première phase horizontale légèrement en dessous de zéro. Ce qui signifie que sur cet intervalle, l'effet marginal du SSPH est négatif et constant (-0,011). Une seconde phase croissante qui débute à partir d'un ratio de dette d'environ 48% et prend fin lorsque la dette avoisine 50%. Cette situation traduit l'effet négatif croissant de la dette sur l'efficacité de la politique budgétaire. Nous avons une dernière phase où la courbe présente une allure constante. Sur cet intervalle, la dette n'influence plus l'efficacité des variations du SSPH et l'effet anti-keynésien est égal à 1,932 (β_1). Lorsqu'on considère

comme variable d'intérêt le solde structurel global hors dons (SSGH), le solde structurel global (SSG), le ratio du solde global hors dons (RSGH) et le ratio du solde primaire hors dons (RSPH), on constate les mêmes dynamiques que celui du SSPH. Le graphique 3 suivant donne l'évolution des effets de ces quatre variables d'intérêt en fonction du niveau de la dette retardée d'une période.

En ce qui concerne les variables de contrôle, les signes des coefficients sont conformes à nos attentes. Par contre, les effets de ces variables sur le potentiel de production de la zone ne sont pas significatifs à l'exception de DEVA. La non significativité des impacts des variables de contrôle suppose qu'elles n'influencent pas directement le potentiel de production bien qu'ayant les signes attendus. Du point de vue théorique, les résultats sont conformes à la vision qui soutient que l'efficacité de la politique budgétaire est tributaire du niveau de la dette.

Graphique 3 : évolution des effets marginaux



Source : Auteurs. Note : *essg*= effet marginal du SSG ;*essgh*= effet marginal du SSGH ;*ersph*= effet marginal du RSPH ;*ersgh*= effet marginal du SGH. **NB** : les effets sont ceux d'une politique restrictive. Pour faire une interprétation en termes de politique expansionniste, il faut prendre le signe contraire des coefficients.

Plus précisément, la politique budgétaire est keynésienne lorsque la dette est inférieure à 48% et non keynésienne ou anti-keynésienne au-delà de ce seuil. Sur les 168 observations concernant le ratio de dette des pays de la zone, 117 sont supérieures ou égales à 48% soit 70% des observations. Sur les 24 années d'observation, le Bénin a atteint le seuil critique 14 fois, le Burkina 9 fois, la Côte d'Ivoire 23 fois, le Mali et le Niger 17 fois, le Sénégal 16 fois et le Togo 21 fois. Ces chiffres montrent que dans la majorité des cas, les pays de la zone ont un niveau de dette supérieur ou égal au seuil critique. Ce qui peut justifier l'incapacité de ces pays à atteindre le niveau de croissance nécessaire pour réduire significativement la pauvreté. Le ratio estimé est largement inférieur aux niveaux de dette d'avant l'allègement de la dette dans le cadre de l'Initiative PPTE. Ceci révèle donc que la capacité d'absorption des pays est relativement faible.

Au plan empirique, on constate une hétérogénéité au niveau des résultats, certainement à cause de la différence entre : les modèles, les variables endogènes et d'intérêt, les échantillons, les périodes d'études, la structure des pays, etc. Le seuil de 48% du PIB estimé est supérieur au seuil optimal de 20% trouvé par Égert (2012) (le minimum de la revue sur les pays développés). Mais largement inférieur au seuil de 120% mis en évidence par Minea et Villieu (2009).

Par rapport aux autres pays en développement, le seuil trouvé est légèrement élevé, si on s'en tient aux résultats des travaux de Chakroun et al (2013) qui ont trouvé un seuil de 39,5% du PIB pour les quatre pays MENA (Tunisie, Turquie, Maroc et Egypte). Par contre, vu le seuil de 112% estimé par Lonzo lubu (2014) en ce qui concerne la République Démocratique du Congo, le seuil de 48% est faible. Dans l'espace UEMOA, notre seuil est bas par rapport à celui trouvé par Tanimoune et al. (2008), soit 83% du PIB. Cela semble normal, dans la mesure où leur étude ne prend pas en compte l'initiative PPTE. L'étude qui présente le plus de similitudes (modèle, échantillon, variables) avec la nôtre est celle de Wade (2015) qui trouve pratiquement le même seuil que cette étude, c'est-à-dire, un seuil critique de 48,8% du PIB avec la méthodologie GMM et 49,83% pour le PSTR. Avant de formuler des recommandations de politiques économiques, nous avons testé la robustesse de nos résultats vis-à-vis d'un éventuel biais d'endogénéité.

- **Tests de robustesse**

Comme souligné plus haut, nous avons conduit des régressions en variables instrumentales pour approcher la question de l'endogénéité de nos variables d'intérêts, nous avons estimé un DMC (doubles moindres carrés). En effet, l'endogénéité des variables explicatives rend les coefficients estimés non convergents. La littérature économique identifie trois principales sources d'endogénéité, à savoir les erreurs de mesure des variables explicatives, la causalité réciproque entre variables dépendantes et variables exogènes et les omissions de variables explicatives majeures dans la régression. La méthode DMC consiste à régresser la variable supposée endogène sur des variables exogènes au modèle et fortement corrélées à cette dernière. Ces régresseurs appelés instruments permettent de capter la composante exogène de la variable explicative endogène et réaliser des estimations sans biais. Nous avons considéré comme variables endogènes nos variables d'intérêt à savoir le ratio de la dette publique extérieure (RDET), le solde structurel primaire (SSPH) et l'interaction dette publique et solde budgétaire (RDETSSPH) qui permet d'apprécier l'effet de la dette publique sur l'efficacité de la politique budgétaire. Les instruments utilisés sont les retards de la dette publique et du solde budgétaire d'ordre 1 à 4. Nous avons effectué d'abord le test d'Hausman qui nous a conduits à choisir le modèle à effet fixe au lieu de celui à effets aléatoires. A la fin de chaque estimation, un test est réalisé pour tester la fiabilité des résultats. Ainsi, les tests de Sargan et Hansen montrent que l'hypothèse nulle de validité des instruments est acceptée. Ces résultats sont cohérents avec les estimations du PSTR. On note que la dette affecte négativement et significativement l'efficacité de la politique budgétaire. En effet, le solde budgétaire primaire affecte positivement la croissance du potentiel de production lorsqu'il est significatif. Mais, quand il est associé à la dette extérieure (DETSSPH) son effet devient significativement négatif.

Les résultats des estimations DMC sont donc dans l'ensemble cohérents avec l'hypothèse soutenue tout au long de cette étude. A savoir que le niveau de la dette publique est susceptible de réduire l'efficacité de la politique budgétaire. Toutefois, le seuil estimé de 179,9% lorsque la significativité statistique est acceptée n'est pas plutôt plausible comparée aux seuils trouvés

dans le cas du PSTR. Par ailleurs, nous avons également conduit des régressions en système GMM en incluant la variable dépendante retardée. Les résultats statistiques ne sont pas ressortis assez concluants même si les signes obtenus précédemment semblent se confirmer. Les résultats ne sont pas reportés ici mais peuvent être obtenus auprès des auteurs.

Tableau 5 : Résultats des estimations du DMC

Variable à expliquer	TPIBP				
	SSPH	SSG	SSGH	RSPH	RSGH
Variable budgétaire					
Effet de la variable budgétaire	0,085*** (0,026) [0,001]	0,0179 (0,015) [0,260]	0,084 (0,053) [0,114]	0,034 (0,018) [0,060]	0,032 (0,069) [0,641]
RDET	-0,010 (0,003) [0,001]	-0,0116*** (0,003) [0,000]	-0,015*** (0,004) [0,000]	-0,0128*** (0,003) [0,000]	-0,011** (0,004) [0,024]
RDETSSPH	-0,0004725*** (0,000) [0,003]	0,0003 (0,000) [0,379]	-0,0005 (0,000) [0,489]	-0,00072*** (0,000) [0,009]	0,0001 (0,000) [0,875]
LINV	0,782*** (0,237) [0,001]	0,539** (0,241) [0,026]	0,572** (0,236) [0,016]	0,448* (0,248) [0,071]	0,561** (0,252) [0,026]
TOUV	-0,012*** (0,006) [0,001]	-0,0117 (0,007) [0,118]	-0,009 (0,008) [0,233]	-0,0046 (0,007) [0,557]	-0,012 (0,009) [0,195]
TPOU	1,055* (0,196) [0,071]	0,886*** (0,183) [0,000]	0,958*** (0,178) [0,000]	0,850*** (0,180) [0,000]	0,942*** (0,184) [0,000]
TINF	-0,011 (0,011) [0,329]	-0,0116 (0,010) [0,289]	-0,008 (0,011) [0,442]	-0,0201* (0,012) [0,098]	-0,006 (0,011) [0,606]
DEVA	0,816* (0,418) [0,051]	1,009** (0,411) [0,014]	0,937** (0,414) [0,024]	1,03*** (0,388) [0,008]	0,780 (0,474) [0,100]
Sargan statistic	4.47 Chi-sq(7) P-val = 0.79	9.042 Chi-sq(8) P-val = 0.33	5.05 Chi-sq(8) P-val = 0.75	5.25 Chi-sq(8) P-val = 0.73	2.671 Chi-sq(8) P-val = 0.95
Hansen J statistic	4.80 Chi-sq(7) P-val = 0.68	6.90 Chi-sq(8) P-val = 0.54	7.298 Chi-sq(8) P-val = 0.50	5.377 Chi-sq(8) P-val = 0.71	4.197 Chi-sq(8) P-val = 0.83

Note : les valeurs entre parenthèses () sont les erreurs standards, ceux entre crochets [] sont les p-value (p). ***, **, *, indiquent respectivement $p < 0,01$, $p < 0,05$, $p < 0,1$. La variable RDETSSPH dépend de la variable budgétaire considérée.

4 - CONCLUSION ET IMPLICATIONS DE POLITIQUE ECONOMIQUE

L'objectif de cette étude est d'analyser l'impact de l'endettement sur l'efficacité de la politique budgétaire par le biais d'un PSTR. Les résultats soutiennent la théorie selon laquelle la politique budgétaire est keynésienne lorsque le niveau de la dette est faible. Mais, l'impact de la politique budgétaire structurelle devient non-keynésien dans la zone UEMOA lorsque la dette avoisine le seuil de 48%.

Nécessité de revoir le critère de dette de l'Union

D'après nos résultats, la première implication de politique économique est sans ambiguïté de revoir à la baisse le critère de la dette. Cela permettra d'améliorer significativement l'efficacité de la politique budgétaire par rapport à la croissance économique et renforcer les progrès vers l'atteinte des objectifs du millénaire pour le développement (OMD). En plus, un niveau de dette bas permet aux autorités d'avoir une marge de manœuvre. Ainsi, en cas de crise majeure les pouvoirs publics peuvent emprunter pour soutenir l'économie. Un tel avantage est nécessaire pour éviter à l'Union de connaître la situation de crise qu'a connue l'Union Européenne en 2010 avec la crise de la dette.

L'étude porte certes sur la dette extérieure uniquement. Mais, elle représente la part la plus importante de la dette totale des pays de la zone. Selon les chiffres du rapport du Fonds Monétaire International (2015) sur les politiques communes des Etats membres de l'UEMOA, la dette totale moyenne en pourcentage du PIB de la zone sur la période 2011-2013 s'élève à environ 40% dont 27,33% de dette extérieure soit 63,3%. La dette totale en pourcentage du PIB de la zone en 2016 est estimée à 41,7% d'après les estimations du même rapport. Ce niveau d'endettement est en dessous du seuil fixé dans le cadre des critères de convergence (70%). Mais, ce niveau de dette faible se justifie par l'initiative PPTTE et non le résultat de politiques structurelles. Au-delà de révéler que la capacité d'absorption de la dette est relativement faible dans la zone, il existe un risque de ré-endettement d'où la nécessité de revoir à la baisse le critère de dette de l'UEMOA et surtout renforcer les mécanismes de surveillance. Pour finir, le niveau de la dette n'est pas le seul facteur déterminant de l'efficacité de la politique budgétaire. Cette étude ne saurait aborder toutes les problématiques de la question qui restent tout aussi denses que la question de la dette. Toutefois, dans des études ultérieures, ces questions liées à la qualité institutionnelle, aux réformes, aux risques macroéconomiques etc. peuvent être abordées. Au niveau de l'interaction entre les économies de l'Union, le traitement pourrait être effectué en utilisant un modèle d'économétrie spatiale. Etant moins sûrs des conséquences sur les propriétés de l'estimateur PSTR en l'absence de développement théorique sur la question et de la complexité du modèle PSTR nous avons préféré nous limiter à l'utilisation du PSTR et non à une combinaison des deux méthodes. Cette question pourrait être aussi abordée dans des études ultérieures.

REFERENCES

- Acemoglu, D., Johnson, S., Robinson, J. A., (2004), "Institutions as the Fundamental Cause of Long-Run Growth", *CEPR Discussion Papers*, No. 4458.
- Adam, C.S., Bevan, D.L., (2005), "Fiscal deficits and growth in developing countries", *Journal of Public Economics*, vol 89 (2005) 571– 597.
- Alesina, A., Ardagna, S., Perotti, R., Schiantarelli, F., (2002), "Fiscal policy, profits, and investment", *The American Economic Review*, vol. 92, n° 3, pp. 571-589.
- Andrea, F., Presbitero., (2012), "Domestic debt in low-income countries", *Economics Bulletin*, vol 32 No. 2 pp. 1099-1112.
- Arai, R., Kunieda, T., Nishida, K., (2013), "Is Public Debt Growth-Enhancing or Growth-Reducing?", Department of Economics and Finance Working Paper No.2012037, City University of Hong Kong.
- Araujo, C., Brun, J-F.,Combes, J-L., (2004), *Économétrie*, Bréal édition, France.
- Barro, R. J., (1974), "Are Government Bonds Net Wealth", *Journal of Political Economy*, Vol. 82, nov-dec, pp. 1095-1117.
- Baum, A., Checherita, C., Rother, P., (2012), "Debt and Growth: New Evidence for the Euro Area", ECB Working Paper No. 1450, June 2012.
- Baxter, M., King, R., (1999), "Measuring business cycles: approximate band-pass filters for economic time series", *Review of Economics and Statistics* 8, 575–593.
- BCEAO, (2012), "Rapport sur la situation de la pauvreté dans les pays de l'UEMOA"
- Beitone, A., Carzola, A., Dollo, C., Draï, A.M., 2007, Dictionnaire des sciences économiques, Armand colin, 2^e edition, pp. 367-375.
- Béreau, S., Villavicencio, A. L., Mignon, V., (2012) "Currency Misalignments and Growth: A New Look Using Nonlinear Panel Data Methods", *Applied Economics*, vol. 44: 3503–11.
- Blanchard, O., (1990), "Comment on Giavazzi Andpagano NBER macroeconomics annuel", *MIT press*, Cambridge, MA.
- Bouthevillain, C., (2002), "Filtre de Hodrick-Prescott et choix de la valeur du paramètre λ », *Note d'Études et de Recherche* 89, Banque de France, pp. 1-21.
- Caballero, R., Pyndick, R.S., (1996), "Uncertainty, investment, and industry evolution", Colletaz, G., Hurlin, C., (2006), "Threshold effects in the public capital productivity: an international panel smooth transition approach", Document de Recherche, Laboratoire d'Economie d'Orléans.
- Caner, M., Grennes, T., Koehler-geib, F., (2010), "Finding the tipping point when sovereign debt turns bad", Policy Research Working Paper Series 5391, The World Bank.

Chakroun, M., Gabsi, F.B., Omrane, S., (2013), "Effets non linéaires de la dette publique sur la croissance économique des pays MENA : évaluation empirique à l'aide d'un modèle PSTR", Deuxième colloque international, Finance, Comptabilité et Transparence Financière, Sousse, Tunisie, 10-11 Mai 2013.

Chang, T., Chiang, G., (2009), "The Behavior of OECD Public Debt: A Panel Smooth Transition Regression Approach", *the Empirical Economics Letters* 8(1).

Checherita, C., Rother, P., (2010), "The impact of high and growing government debt on economic growth: an empirical investigation for the euro area", ECB Working Paper No.1237.

Choi, I., (2002), "Combination unit root tests for cross-sectionally correlated panels", *Mimeo*, Honk Kong University of science and technology.

Clist, P., Morrissey, O., (2011) "Aid and Tax Revenue: Signs of a Positive Effect Since the 1980s", *Journal of International Development*, 23: 165–80.

Combey, A., Nubukpo, K., (2010), "Non linear Effects of Inflation on Growth in the WAEMU", MPRA Paper.

Creel, J., Ducoudre, B., Mathieu, C., Sterdyniak, H., (2005), "Doit-on oublier la politique budgétaire? Une analyse critique de la nouvelle théorie anti-keynésienne des finances publiques", *Revue de l'OFCE*, N° 92, pp.43-97.

Cukierman, A., Meltzer, A. H., (1989), "A Political Theory of Government Debt and Deficits in a Neo-Ricardian Framework", *American Economic Review*, American Economic Association, vol. 79, N°4, pp. 713-32, September.

Dafflon, B., (1998), "La gestion des finances publiques locales", 2ème édition, *Editions Économica*, Paris

Davies, R., (1987), "Hypothesis Testing When a Nuisance Parameter is Present Only Under the Alternative", *Biometrika*, Vol. 74, pp. 33-34.

Egert, B., (2012), "Public Debt, Economic Growth And Nonlinear Effects: Myth Or Reality?" OECD Economic Department Working Papers N°993.

Faye, I., Thiam, D., (2015), "impacts de l'endettement public sur l'économie sénégalaise", Document d'Étude N°32, Direction de la Prévision et des Études Économiques.

Fok, D., van Dijk, D., Franses, P., (2005a), "A multi-level Panel STAR model for US manufacturing sectors", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 20, 811–827.

Fok, D., van Dijk, D., Franses, P., (2005b), "Forecasting aggregates using panels of nonlinear time series", *International Journal of Forecasting*, vol. 21, 785–794.

FMI (2016). Union Economique Et Monétaire Ouest-Africaine (UEMOA) - Rapport des Services du FMI sur les politiques communes des Etats membres, communiqué de presse et déclaration de l'administrateur. Rapport du FMI No. 16/96 Mars 2016.

Fonds Monétaire International., (2015), Union Economique et Monétaire Ouest-Africaine (UEMOA)-rapport des services du FMI sur les politiques communes des états membres, communiqué de presse et déclaration de l'administrateur, Rapport du FMI No. 15/100, Avril.

Fouquau, J., (2008), "Modèles à changements de régimes et données de panel de la non-linéarité à l'hétérogénéité", Thèse de doctorat de l'Université d'Orléans.

Friedman, M., (1957), "Theory of the Consumption Function", *Princeton University Press*, Volume ISBN: 0-691-04182-2

Giavazzi, F., Jappelli, T., Pagano, M., (2000), "Searching for nonlinear effects of fiscal policy : Evidence from industrial and developing countries" , *European Economic Review*, vol. 44, n° 7, juin, pp. 1259-1289.

Giavazzi, F., Pagano, M., (1990), "Can severe fiscal contractions be expansionary ? Tales of two small European countries" , in O. J. Blanchard and S. Fischer, (Eds.), *NBER Macroeconomics Annual*, pp. 75-111, Cambridge, Mass. and London, MIT Press.

Giavazzi, F., Pagano, M., (1996), "Non-Keynesian effects of fiscal policy changes: International evidence and the Swedish experience", *Swedish Economic Policy Review*, vol. 3, pp. 67-103.

Giudice, G., a. Turrini., In 'T Veld, J. (2003), "Can fiscal consolidations be expansionary in the EU ? Ex-post evidence and ex-ante analysis", *European Commission, Economic Papers*, n° 195, décembre.

González, A., Teräsvirta, T., Van Dijk, D., (2005), "Panel Smooth Transition Regression Models", *WP Series in Economics and Finance 604*, Stockholm School of Economics.

Greiner, A., (2011), "Economic Growth, Public Debt and Welfare: Comparing Three budgetary Rules", *German Economic Review*, 12(2), 205–222.

Haavelmo T. (1945), "Multiplier effects of a balanced budget", *Econometrica*, vol. 13, n°4, octobre, pp. 311-318.

Hansen, B. E., (1999), "The threshold effects in non-dynamic panel: estimation, testing and inference", *Journal of Econometrics*, Vol. 93, pp. 345-368.

Hansen, B. E., (2000), "Sample Splitting and Threshold Estimation", *Economica*, Vol. 68, No. 3, 575-603.

Hansen, B.E., (1996), "Inference When a Nuisance Parameter Is Not Identified under the Null Hypothesis" *Econometrica* 64, 413-430.

Herndon, T., Ash, M., Pollin, R., (2013), "Does High Public Debt Consistently Stifle Economic Growth? A Critique of Reinhart and Rogoff", PERI Working Paper no. 322.

Hjelm, G., (2002) "Is Private consumption growth higher (lower) during periods of fiscal contractions (expansions)?", *Journal of Macroeconomics*, Vol.

Hodrick, R., Prescott, E., (1980), "Postwar U.S. business cycles: An empirical investigation", Discussion Paper 451, Carnegie Mellon University.

Hurlin, C., Mignon, V., (2005), "Une synthèse des tests de racine unitaire en sur données de panel", *International Economic Review*, 37 (3), 641-662.

Im, K., Pesaran, M., Shin, Y., (2003) "Testing for unit roots in heterogeneous panels", *Journal of Econometrics* 115, 53–74.

Jude, C., Leveuge, G., (2013) "Growth Effect of FDI in Developing Economies: The Role of Institutional Quality", Document de Recherche du Laboratoire d'Économie d'Orléans, 2013-11.

Kahn R.F. (1931), "The relation of home investment to unemployment", *Economic Journal*, vol. 41, n°162, juin, pp. 173-198.

Kennedy, S., Robins, J., (2001), "The Role of Fiscal Discipline in Determining Fiscal Performance", *Department of Finance Working Paper*, 2001-16, Canada.

Keynes J.M. (1936), *The General Theory of Employment, Interest and Money*, Harcourt New York.

Levin, A., Lin, C., Chu, C., (2002), "Unit root test in panel data : asymptotic and finite sample properties", *Journal of Econometrics* 108, 1–24.

Lonzo lubu, G., AVOM, D., (2014), "les effets non linéaires des dépenses publiques sur la croissance économique en RD Congo", MPRA Paper No. 60716.

Masi de P.R. (1997), IMF estimates of potential output: theory and practice. IMF Working papers WP/97/177.

Mauro, P., 1995, "Corruption and growth", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 110, No. 3, pp. 681-712.

Mencinger, J., Aristovnik, A., Verbic, M., (2014), "The Impact of Growing Public Debt on Economic Growth in the European Union", MPRA Papers N°53243.

Minea, A., Parent, A., (2012), "Is High Public Debt Always Harmful to Economic Growth? Reinhart and Rogoff and some complex non linearities", Document de Recherche CERDI.

Minea, A., Villieu, P., (2013), "Une règle d'or verte pour les finances publiques", document de travail, université de Rennes, Centre de Recherche en Économie et Management, Janvier 2013.

Minea, A., Villieu, P., (2011), "Dettes publiques, croissance et bien-être : une perspective de long terme", Document de Recherche n° 2011-11, Laboratoire d'économie d'Orléans.

Minea, A., Villieu, P., (2009), "Investissement public et effets non-linéaires des déficits budgétaires", *Recherches Economiques de Louvain*, n° 3, PP. 281-312.

Minea, A., Villieu, P., (2008), "Un réexamen de la relation non linéaire entre déficits budgétaires et croissance économique", *Revue économique* 2008/3, vol 59, pp 561-570.

Panizza, U., Presbitero, A.F., (2013), "Public debt and economic growth in advanced economies: a survey", MoFiR working paper n° 78.

Perotti, R., (1999), "Fiscal policy in good times and bad », *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 114, novembre, pp. 1399-1436.

Pesaran, H., (2007), "A simple panel unit root test in the presence of cross section dependence", *Journal of Applied Econometrics* 22(2), 265–312.

Prager, J.C., Villeroy de Galhau, F., (2006), 18 leçons sur la politique économique. A la recherche de la régulation, seuil.

Ramey, G., Ramey, V.A, (1995), "Cross-Country Evidence on the Link Between Volatility and Growth", *The American Economic Review*, Vol. 85, No. 5 , pp. 1138-1151.

Ravn, M. O., Uhlig, H., (2002), "On adjusting the Hodrick-Prescott filter for the frequency of observations", *Review of Economics and Statistics*, 84, 371–376.

Reinhart, C., Rogoff, K., (2010), "Growth in a Time of Debt", *American Economic Review*, vol.100, no. 2, 573–8.

Schclarek, A., (2003), "Fiscal policy and private consumption in industrial and developing countries", Department of Economics, Lund University, *Working Paper* n° 20.

Sutherland, A., (1997), "Fiscal crises and aggregate demand: can high public debt reverse the effects of fiscal policy", *Journal of Public Economics*, vol. 65, n° 2, août, pp. 147-162.

Tanimoune, N., Combes, J-L., Plane, P., (2008), "Les effets non linéaires de la politique budgétaire en Union Économique et Monétaire Ouest Africaine", *Economie et Prévision*, 2008/5, n° 186, p. 145-162.

Teräsvirta, T., (1994), "Specification, estimation and evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models", *Journal of the American Statistical Association*, 89, 208–218.

Van Aarle, B., Garretsen, H. (2003), "Keynesian, non-Keynesian or no effects of fiscal policy changes? The EMU case", *Journal of Macroeconomics*, vol. 25, juin, pp. 213-240.

Wade, A., (2015), "Policy-Mix et croissance économique dans la zone UEMOA", *Économies et finances*, Université d'Auvergne - Clermont-Ferrand I, 2015.

Yohou, H. D., Goujon, M., & Ouattara, W. (2016), "Heterogeneous Aid Effects on Tax Revenues: Accounting for Government Stability in WAEMU Countries", *Journal of African Economies*, 25(3), 468-498.

Yu, P., (2013) "Inconsistency of 2SLS Estimators in Threshold Regression with Endogeneity", *Economics Letters*, 120: 532–6.

Yu, P., Phillips, P. C. B., (2014) "Threshold Regression with Endogeneity", SSRN, Cowles Foundation Discussion Paper. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2533013> (2 December 1966).

Annexe 1: Résultats des estimations avec SSPH

Linéarité vs PSTR sur variable RDET sans autre variable de transition				
Tests pour mlin = 1				
LM =	8,3868	sous H0,	Chi2(1) SL=	0,0037
F =	8,4091	sous H0,	F(1 , 146) SL=	0,0043
pseudo LRT =	8,6239	sous H0,	Chi2(1) SL=	0,0033
ESTIMATION DU MODELE A 1 VARIABLE(s) DE TRANSITION : RDET				
valeurs initiales sur c				
20,1685 30,8418 41,5151 52,1884 62,8617 73,5350 84,2083 94,8816 105,5549 116,2282				
PREMIERE ETAPE : RECHERCHE DES VALEURS INITIALES DANS LES GRILLES				
sélection des valeurs initiales optimales dans les grilles :				
gamma=0,9000				
c=52,1884				
objectif initial associé = 133,7409				
nombre de régressions effectuées : 100				
SECONDE ETAPE : OPTIMISATION BFGS A PARTIR DES VALEURS INITIALES PRECEDENTES				
FIND Optimization - Estimation by BFGS				
Convergence in 12 Iterations, Final criterion was 0,0000015 <= 0,0000100				
Function Value 133,4349				
Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1, GAMMA(1)	1,0163	0,4488	2,2643	0,0235
2, C(1,1)	48,7164	3,2361	15,0536	0,0000
Linear Regression - Estimation by Least Squares				
Dependent Variable DEPVARC				
Panel(24) of Annual Data From 1//1989:01 To 7//2012:01				
Usable Observations			154	
Degrees of Freedom			147	
Skipped/Missing (from 168)			14	
Centered R^2			0,2763	
R-Bar^2			0,2467	
Uncentered R^2			0,2763	
Std Error of Dependent Variable			1,0977	
Standard Error of Estimate			0,9527	
Sum of Squared Residuals			133,4348	
Regression F(6,147)			9,3553	
Significance Level of F			0,0000	
Log Likelihood			-207,4794	
Durbin-Watson Statistic			0,5602	
Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1, IEXOZ_C(1)	-0,0044	0,0115	-0,3824	0,7026
2, IEXOZ_C(2)	0,3134	0,3978	0,7879	0,4319
3, IEXOZ_C(3)	0,0019	0,0069	0,2820	0,7783
4, IEXOZ_C(4)	1,4114	0,2046	6,89833	0,0000
5, IEXOZ_C(5)	0,1061	0,0824	1,28812	0,1997
6, EXPLIC_C(1)	-0,0119	0,0167	-0,71242	0,4773
7, EXPLICITRANSF(1)	1,9327	0,4619	4,18422	0,0000
Rappels : signification des intitulés des variables :				
variable expliquée : TPIBP				
variables explicatives :				
EXPLIC_C(1) = SSPH				
EXPLICITRANSF(1) = SSPH x fonction de transition num,1				
variables iexoz_c :				
IEXOZ_C(1) = INF				
IEXOZ_C(2) = INV				

IEXOZ C(3) = TOUV
IEXOZ C(4) = DEVA
IEXOZ C(5) = TPOU
critères de sélection dans ce modèle à 9 paramètres
AIC = -0,0264
BIC = 0,1510
élasticités moyennes
individu SSPH
1 -0,0119
2 -0,0053
3 -0,0119
4 -0,0119
5 -0,0054
6 0,3863
7 -0,0119

Annexes 2: Tableau des coefficients

Annexe 2-a : Coefficients du Bénin, du Burkina et de la Côte d'Ivoire

Années	BENIN					BURKINA					COTE D'IVOIRE					MALI				
	essph	essg	essgh	ersph	ersgh	essph	essg	essgh	ersph	ersgh	essph	essg	essgh	ersph	ersgh	essph	essg	essgh	ersph	ersgh
1989	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	-0,011	-0,002	-0,004	0,024	0,032	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527
1990	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	-0,011	-0,002	-0,004	0,024	0,032	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527
1991	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	-0,011	-0,002	-0,004	0,024	0,032	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527
1992	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	-0,011	-0,002	-0,004	0,024	0,032	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527
1993	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	0,136	0,136	0,415	1,292	1,006	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527
1994	1,920	1,906	0,484	3,555	1,527	0,533	0,549	0,484	2,561	1,401	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527
1995	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527
1996	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	1,905	1,896	0,484	3,549	1,527	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527
1997	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	1,569	1,605	0,484	3,430	1,518	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527
1998	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	1,900	1,893	0,484	3,548	1,527	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527
1999	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	1,856	1,858	0,484	3,534	1,526	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527
2000	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	1,896	1,889	0,484	3,547	1,527	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527
2001	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	1,918	1,905	0,484	3,554	1,527	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527
2002	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	1,906	1,897	0,484	3,550	1,527	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527
2003	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	0,843	0,876	0,484	2,971	1,467	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527
2004	-0,009	-0,001	-0,004	0,048	0,049	-0,010	-0,001	-0,004	0,042	0,044	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527
2005	-0,011	-0,002	-0,004	0,027	0,034	-0,011	-0,002	-0,004	0,028	0,034	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527
2006	-0,011	-0,002	-0,004	0,024	0,032	-0,011	-0,002	-0,004	0,024	0,032	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527
2007	-0,011	-0,002	-0,004	0,024	0,032	-0,011	-0,002	-0,004	0,024	0,032	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	-0,011	-0,002	-0,004	0,024	0,032
2008	-0,011	-0,002	-0,004	0,024	0,032	-0,011	-0,002	-0,004	0,024	0,032	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	-0,011	-0,002	-0,004	0,024	0,032
2009	-0,011	-0,002	-0,004	0,024	0,032	-0,011	-0,002	-0,004	0,024	0,032	1,919	1,906	0,484	3,554	1,527	-0,011	-0,002	-0,004	0,024	0,032
2010	-0,011	-0,002	-0,004	0,024	0,032	-0,011	-0,002	-0,004	0,024	0,032	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	-0,011	-0,002	-0,004	0,024	0,032
2011	-0,011	-0,002	-0,004	0,024	0,032	-0,011	-0,002	-0,004	0,024	0,032	1,602	1,636	0,484	3,443	1,519	-0,011	-0,002	-0,004	0,024	0,032
2012	-0,011	-0,002	-0,004	0,024	0,032	-0,011	-0,002	-0,004	0,024	0,032	1,914	1,902	0,484	3,552	1,527	-0,011	-0,002	-0,004	0,024	0,032

Source : Auteurs.

Annexe 2-b : Coefficient du Mali, du Niger, du Sénégal et du Togo

NIGER					SENEGAL					TOGO				
essph	essg	essgh	ersph	ersgh	essph	essg	essgh	ersph	ersgh	essph	essg	essgh	ersph	ersgh
1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527
1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527
1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527
1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527
1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527
1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527
1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527
1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527
1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527
1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527
1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527
1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527
1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527
1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527
1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527
1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527
1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527
1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	1,123	1,167	0,484	3,198	1,495	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527
1,921	1,907	0,484	3,555	1,527	0,012	0,017	-0,004	0,303	0,294	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527
-0,011	-0,002	-0,004	0,024	0,032	-0,011	-0,002	-0,004	0,024	0,032	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527
-0,011	-0,002	-0,004	0,024	0,032	-0,011	-0,002	-0,004	0,024	0,032	1,921	1,907	0,484	3,555	1,527
-0,011	-0,002	-0,004	0,024	0,032	-0,011	-0,002	-0,004	0,024	0,032	1,848	1,851	0,484	3,531	1,526
-0,011	-0,002	-0,004	0,024	0,032	-0,011	-0,002	-0,004	0,024	0,032	1,917	1,904	0,484	3,553	1,527
-0,011	-0,002	-0,004	0,024	0,032	-0,011	-0,002	-0,004	0,024	0,032	-0,011	-0,002	-0,004	0,031	0,036
-0,011	-0,002	-0,004	0,024	0,032	-0,011	-0,002	-0,004	0,024	0,032	-0,011	-0,002	-0,004	0,024	0,032

Note : eessph= effet marginal du SSPH ; essg= effet marginal du SSG ; essgh= effet marginal du SSGH ; ersph= effet marginal du RSPH ; ersgh= effet marginal du SGH. NB : les effets sont ceux d'une politique restrictive. Pour faire une interprétation en termes de politique expansionniste, il faut prendre le signe contraire des coefficients.

NOTE AUX AUTEURS

PUBLICATION DES ETUDES ET TRAVAUX DE RECHERCHE DANS LA REVUE ECONOMIQUE ET MONETAIRE DE LA BCEAO

La Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest publie semestriellement, dans la Revue Economique et Monétaire (REM), des études et travaux de recherche.

I - MODALITES

1 - L'article à publier doit porter sur un sujet d'ordre économique, financier ou monétaire et présenter un intérêt scientifique avéré, pour la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO) en général ou les Etats membres de l'Union Monétaire Ouest Africaine (UMOA) en particulier. Bien que son ambition soit de vulgariser les travaux scientifiques produits au sein de l'UEMOA et/ou portant sur l'UEMOA dans les domaines économique, monétaire ou financier, la REM reste ouverte à la réflexion émanant des chercheurs extérieurs et/ou développée par les spécialistes des autres disciplines des sciences sociales.

2 - Les articles publiés dans un même numéro de la Revue peuvent porter sur des questions différentes. Toutefois, en fonction de l'actualité et/ou de l'acuité de certains sujets, des numéros thématiques et des numéros spéciaux peuvent être publiés. Les *numéros thématiques* sont destinés à faire le point sur une problématique particulière, dont ils font ressortir toute la richesse et la complexité. Les *numéros spéciaux* sont, quant à eux, réservés à la publication de dossiers spécifiques qui, sans être thématiques, présentent néanmoins des points de convergence sur certains aspects. Des Actes de colloques ou de séminaires, des rapports de recherche ou des travaux d'équipe peuvent alimenter ces numéros spéciaux.

3 - La problématique doit y être clairement présentée et la revue de la littérature suffisamment documentée. Il devrait apporter un éclairage nouveau, une valeur ajoutée indéniable en infirmant ou confirmant les idées dominantes sur le thème traité.

4 - L'article doit reposer sur une approche scientifique et méthodologique rigoureuse, cohérente, et pertinente, et des informations fiables.

5 - Il doit être original ou apporter des solutions originales à des questions déjà traitées.

6 - Il ne doit avoir fait l'objet ni d'une publication antérieure ou en cours, ni de proposition simultanée de publication dans une autre revue.

7 - Il est publié après avoir été examiné et jugé conforme à la ligne éditoriale de la Revue par le Comité Editorial, puis avec une valeur scientifique qui lui est reconnue par le Comité Scientifique et avis favorable de son Président, sous la responsabilité exclusive de l'auteur.

8 - Les articles peuvent être rédigés en français ou en anglais, et doivent comporter deux résumés en français et en anglais.

9 - Le projet d'article doit être transmis à la Direction de la Recherche et de la Statistique selon les modalités ci-après :

- en un exemplaire sur support papier par courrier postal à l'adresse :

*Direction des Etudes et de la Recherche
BCEAO Siège
Avenue Abdoulaye FADIGA
BP 3108 Dakar, Sénégal.*

- en un exemplaire par courrier électronique, en utilisant les logiciels Word pour les textes et Excel pour les tableaux, ou autres logiciels compatibles, aux adresses : rem@bceao.int et courrier.zder@bceao.int .

Si l'article est retenu, la version finale devra être transmise suivant les mêmes modalités.

II - PRESENTATION DE L'ARTICLE

1 - Le volume de l'article imprimé en recto uniquement ne doit pas dépasser une trentaine de pages, annexes non compris (caractères normaux, police arial, taille 10,5 et interligne 1,5 ligne). En début d'article, doivent figurer les mots clés, ainsi que les références à la classification du Journal of Economic Literature (JEL).

2 - Les informations ci-après devront être clairement mentionnées sur la page de garde :

- le titre de l'étude ;

- la date de l'étude ;

- les références de l'auteur :

* son nom ;

* son titre universitaire le plus élevé ;

* son appartenance institutionnelle ;

* ses fonctions ;

- un résumé en anglais de l'article (500 mots maximum) ;

- un résumé en français (500 mots maximum).

3 - Les références bibliographiques figureront :

- dans le texte, en indiquant uniquement le nom de l'auteur et la date de publication ;

- *à la fin de l'article, en donnant les références complètes, classées par ordre alphabétique des auteurs, suivant la classification de Harvard (nom de l'auteur, titre de l'article ou de l'ouvrage, titre de la revue, nom de l'éditeur, lieu d'édition, date de publication et nombre de pages).*



BCEAO
BANQUE CENTRALE DES ETATS
DE L'AFRIQUE DE L'OUEST

Avenue Abdoulaye Fadiga
BP 3108 - Dakar - Sénégal
www.bceao.int