

**Volume 3**

Proceedings of the First Congress of African Economists  
Les Actes du Premier Congrès des Économistes Africains



# Towards a Single African Currency

# Vers la Création d'une Monnaie Unique Africaine

2-4 March | mars 2009

**Nairobi, Kenya**





## African Union Commission



### Volume 3

Proceedings of the First Congress of African Economists

### Towards a Single African Currency

Les Actes du Premier Congrès des Économistes Africains

### Vers la Création d'une Monnaie Unique Africaine

A grant from the European Union to support this project is gratefully acknowledged.  
Nous remercions l'Union Européenne de son soutien financier pour la réalisation de ce projet.

ISSN number : 1993-6177

© African Union Commission (AUC), December/décembre 2010

All rights are reserved. No part of this publication may be reproduced or utilised in any form by any means, electronic or mechanical, including photocopying and recording, or by any information or storage and retrieval system, without permission in writing from the publisher. Opinions expressed are the responsibility of the individual authors and not of the AUC.

Tous droits réservés. Aucune partie de cette publication ne peut être reproduite ou utilisée sous aucunes formes ou par quelque procédé que ce soit, électronique ou mécanique, y compris des photocopies et des rapports, ou par aucun moyen de mise en mémoire d'information et de système de récupération sans la permission écrite de l'éditeur. Les opinions exprimées sont de la responsabilité des auteurs et non de celle de AUC.

### Editorial Board

**Dr Maxwell Mkwezalamba,**  
Executive Editor,  
Commissioner for Economic Affairs,  
AUC

**Dr René N'Guettia Kouassi,**  
Director of Economic Affairs,  
AUC

**Mr. Dossina Yeo,**  
Senior Statistician and Researcher,  
Department of Economic Affairs,  
AUC

**Mr Djimadoum Mandekor,**  
Senior Economist,  
Department of Economic Affairs,  
AUC

**Mr. Thiekoro Doumbia,**  
Economist - Statistician,  
Department of Economic Affairs,  
AUC

**Mr. Rodolphe Missinhoun,**  
Statistician - Economist, Department  
of Economic Affairs,  
AUC

**Ms Fetun Getahun,**  
Editorial Assistant,  
Department of Economic Affairs,  
AUC

**Volume 3**

Proceedings of the First Congress of African Economists  
Les Actes du Premier Congrès des Économistes Africains

# **Towards a Single African Currency**

# **Vers la Création d'une Monnaie Unique Africaine**

2-4 March | mars 2009

**Nairobi, Kenya**

Economic Affairs Department

**African Union Commission**

Département des Affaires économiques

**Commission de l'Union africaine**





**TOWARDS SINGLE AFRICAN CURRENCY:  
A Necessity of Prior  
Convergence of African  
Regional Economies**

By Ndubuisi Ekekwe, Johns Hopkins University

8

BRIEF ABSTRACT

16

REAL EQUILIBRIUM EXCHANGE  
RATE MISALIGNMENTS

8

EXECUTIVE SUMMARY AND  
RECOMMENDATIONS

17

CONCLUDING REMARKS

9

INTRODUCTION

18

REFERENCES

10

REVIEW OF TRENDS IN REAL  
EFFECTIVE EXCHANGE  
RATES IN AFRICA

19

APPENDIX 1: THE  
ECONOMETRIC  
METHODOLOGY OF NON-  
STATIONARY PANELS

11

THEORETICAL MODEL

21

APPENDIX 2: REER IN AFRICA

15

ESTIMATION RESULTS

## BRIEF ABSTRACT

*This paper exploits information in a panel data set to examine the long-run determinants of the real equilibrium exchange rate in African countries. It evaluates the degree of misalignment in each country over the last two and a half decades. The results are consistent with theoretical priors and indicate varied degrees of misalignment among African countries. First, there is evidence for a fundamentals driven real exchange rates in Africa with a half-life of shocks to the real exchange rate is between four and five years. Second, there is evidence for the Balassa-Samuelson effect whereby productivity improvements are associated with real exchange rate appreciation. Third, other variables such as openness, terms of trade, and oil prices also drive real equilibrium exchange rates in Africa. Fourth, the effect of terms of trade improvements on real exchange rates in Africa suggests that on average, the wealth effect dominates substitution effects. Finally, there is no clear pattern of real misalignments across the region even though for most countries, this appears to be long lasting.*

## EXECUTIVE SUMMARY AND RECOMMENDATIONS

*This study explores long-run determinants of the real equilibrium exchange rate in African countries. The aim is to assess the nature of movements in the real equilibrium exchange rate. The need for such an empirical work is underscored by reported findings in segments of the recent empirical literature on real equilibrium exchange rates that seem to suggest that movements in the real equilibrium exchange rates in Africa appear to differ from other regions of the world. The very recent work by Cheung et al (2008) for example, stated that "...Africa at the very least behaves in a different way than other developing countries" (p12). Indeed, there have been issues in the literature about differential mean reversion in real exchange rates across countries, and whether purchasing power parity held differently across countries. These issues have motivated this study, to fill the research gap that is implied by the recent issues in the empirical literature.*

The paper applied different panel data estimators to estimate equilibrium exchange rates in Africa based on the Fundamental Equilibrium Exchange Rate approach. The estimators include — the dynamic fixed effects estimators as well as other variants such as the between effects, within (or fixed) effects, and random effects, and also the panel variants of the within effects estimator that corrects for serial correlation in residuals (Prais-Winston) and the panel consistent standard errors estimator. Since there was evidence of long-run common trends in the data, the panel dynamic fixed effects estimator was the preferred estimator even though we take note of the fact that the small size and range of the sample (48 cross-sections and 27 years) could reduce the power of the estimator.

The empirical model derives from a variant of the pioneering theoretical work by Edwards (1989, 1993). From an empirical point of view, the use of panel data techniques to estimate equilibrium exchange rates has an advantage over time series methods in that the former exploits the cross-section as well as time series variability in testing various propositions, thus increasing the power over univariate methods even though we are aware that inference can potentially be affected by the mix of series in a panel. The results are generally consistent with theoretical and empirical priors and indicate varied degrees of misalignment among African countries. First, there is evidence for a fundamentals driven real exchange rates in Africa with a half-life of shocks to the real exchange rate is between four and five years. Second, there is evidence for the Balassa-Samuelson effect (Choudhri and Khan, 2005)<sup>1</sup> whereby productivity improvements are associated with real exchange rate appreciation. Third, other variables such as openness, terms of trade, and oil prices also drive real equilibrium exchange rates in Africa. Fourth, the effect of terms of trade improvements on real exchange rates in Africa suggests that on average, the wealth effect dominates substitution effects. Finally, there is no clear pattern of real misalignments across the region even though for most countries, this appears to be long lasting. Even though the severe misalignments in the 1980s to 1990s have been reduced in most countries, recent experience suggests that a few countries, essentially non oil-exporting countries, still have persistently overvalued real exchange rates.

The findings in the paper calls for (1) intensifying economic and structural reforms, (2) getting the fundamentals right, as well as (3) other structural measures to enhance competitiveness in African countries (Asiama and Kugler, 2005). This is important because economic reforms will enhance the adjustment in relative prices that could facilitate equilibrium correction in the real exchange rate. In particular, the discussions on a single currency for Africa (we would however support the earlier recommendations in Masson and Patillo, 2002 that called for selective expansion of existing monetary unions to induce policy reforms) would imply that the exchange rate could no longer play its role in facilitating equilibrium correction in individual countries. Thus, in such a context, individual countries would first need to rein-in economic fundamentals to enhance domestic price adjustments, and also address other structural factors in a bid to maintain competitiveness<sup>2</sup> in the process of joining the regional economic blocs.

Clearly, the panel data technique adopted here has enabled us to conduct various tests, but subsequent research will need to focus on country-specific approaches and within a broader context that should include other structural determinants of competitiveness—such as the quality of governance, the state of infrastructure as well as the quality of labor in these countries. The paper is organized in six sections as follows. Section II briefly reviews trends in real exchange rates across Africa, while Section III discusses the methodology used in the paper. Section IV presents the empirical results and Section V reviews misalignments implied by the estimated model. Section VI covers the concluding remarks.

## INTRODUCTION

A segment of the recent empirical literature on real exchange rates suggests that regional differences are often observed in terms of country experiences with real exchange rate movements (Devereux, 1999; Cheung et al (2008). For example, in the very recent work by Cheung et al (2008) the authors affirmed that, “...Africa at the very least behaves in a different way than other developing countries” (p12). There are also issues in the literature about differential

mean reversion in real exchange rates across countries, and whether purchasing power parity held differently across countries.

These issues have motivated this paper to explore trends as well as determinants of real equilibrium exchange rates across Africa using recent econometric methods, panel data estimators. From an empirical point of view, the use of panel data techniques to estimate equilibrium exchange rates has an advantage over time series methods in that the former exploits the cross-section as well as time series variability, thus increasing the power over univariate methods even though we are aware that inference can potentially be affected by the mix of series in a panel.

The general finding in the empirical literature regarding the empirical validity of purchasing power parity (PPP) and persistence of deviations from PPP (see for example Balves and Bergstrand, 1997) led to an outpouring of research seeking alternative explanations of real exchange rate behavior across countries. However, the research effort has differed between developed countries and developing countries. In the case of developing countries, the pioneering work by Edwards (1989, 1993) has led to a growing body of research. According to the model developed by Edwards, only real variables affect the real exchange rate in the long run, but in the short run, both real and nominal variables contribute to its variation. The study reported that the most important variables affecting equilibrium real exchange rates are the terms of trade, the level and composition of public spending, capital movements, the control of exchange and movement of goods, technical progress, and capital accumulation. Thus, most of the subsequent studies such as Elbadawi and Soto (1995) and Aron et al. (1997) made use of long-run determinants such as the terms of trade, the degree of openness, capital flows, and a productivity variable.

Generally, the empirical literature identifies two main lines of research that has evolved—the balance of payments approach and the Harrod-Balassa-Samuelson approach. The former includes the Fundamental Equilibrium Exchange Rates (FEER) introduced by Williamson (1985)<sup>3</sup>, the Desirable Equilibrium Exchange Rate (DEER)<sup>4</sup> proposed by Bayoumi et

al (1994), the Behavioral Equilibrium Exchange Rate (BEER)<sup>5</sup> by Clark and MacDonald (1998), the Natural Real Exchange Rate (NATREX)<sup>6</sup> introduced by Stein (1994) etc.

The second strand of research on real exchange rates based on Balassa (1964) and Samuelson (1964) relates the long-run behaviour of the real exchange rate in response to productivity changes in traded relative to nontraded goods. The basic argument is that as the productivity of the traded goods sector rises relative to that of nontraded goods, there will be a tendency for the real exchange rate to appreciate. More recent papers such as Alberolla (2003) have proposed a theoretical model that integrates both the balance of payments and the Balassa-Samuelson approaches.

This paper utilizes panel data techniques to estimate equilibrium exchange rates based on the Fundamental Equilibrium Exchange Rate approach. It is organized as follows. Section II briefly reviews trends in real exchange rates across Africa, while Section III discusses the methodology used in the paper. Section IV presents the empirical results and Section V reviews misalignments implied by the estimated model. Section VI covers the concluding remarks.

## REVIEW OF TRENDS IN REAL EFFECTIVE EXCHANGE RATES IN AFRICA

This section explores trends in real exchange rates in Africa over the period 1980-2007 in order to evaluate the presence of common patterns that may explain movements in Africa and therefore throw light on why experiences with real exchange rates in Africa are thought to be different from other regions of the world.

In the North African countries, it is observed that real exchange rates in Algeria, Morocco, and Tunisia have seen a sustained and steady downward decline over the period whereas Egypt has experienced wide fluctuations in its real exchange rate (see Figure 2 on page 31).

In the non-oil exporting Sub-Saharan African countries (see Figure 4 Panel 1); trends in real exchange rates have also been peculiar between 1980 and 2007. Whereas countries such as Ghana, Madagascar, Guinea Bissau, Malawi, Mali,

Mauritius, Mauritania, Namibia, Senegal, South Africa, Tanzania, and Uganda have experienced a sharp decline from highly appreciated real exchange rates in the early 1980s to more stable and depreciated regimes currently, other countries such as Zambia, Mozambique, Lesotho, Kenya, Botswana, and Cape Verde have experienced high volatility in their real exchange rates. Moreover, their real exchange rates are currently more appreciated than two decades ago.

Trends in the real effective exchange rate movements in the oil-producing countries in Africa (see Figure 5 Panel 2) suggest an appreciation in countries such as Angola, Republic of Congo, and Equatorial Guinea. However, in the remainder oil-producing countries such as Gabon, Nigeria and Tunisia, the real exchange rate has maintained a relatively steady downward trend and a sustained depreciation trend during parts of the period.

In the Francophone zone<sup>7</sup> (see CEMAC and UEMOA graphs in Figure 2), the real exchange rates in most countries show a clear break in pattern from 1994 onwards, when their currencies were devalued. For example, in the CEMAC region, the Central African Republic, Republic of Congo, and Equatorial Guinea have witnessed a sharp appreciation after the 1994 depreciation whereas Chad, Cameroon and Gabon have maintained a steady pattern in the real exchange rate since.

The same puzzle is observed in the UEMOA area. Mali, Niger, and Senegal have experienced relatively stable trends in their real exchange rates after 1994, whereas Cote d'Ivoire, Togo, and Guinea-Bissau appear to have experienced sharply rising real exchange rates thereafter.

The discussion above shows that real exchange rates in countries across Africa (as seen in Figure 2, 3, 4, and 5) do not show a clear singular pattern. Among the oil-producing countries, some of them have appreciating real exchange rates whereas others have depreciating rates. The differences here could be due to differing degrees of openness, productivity changes, as well as varying trends in their terms of trade. Similar patterns are observed in the North Africa block. Whereas some of them have stable real

exchange rates, others such as Egypt have experienced wide fluctuations in their real exchange rates. Finally, the differences in experiences are also seen among the non-oil producing countries as well as the Francophone block of countries. Such observed puzzles about movements in the real exchange rates in Africa motivate our current effort to empirically explore the determinants as well as dynamics of the real exchange rates in Africa. The next section outlines the methodology used.

## THEORETICAL MODEL

The theoretical model derives from earlier works by Edwards (1993) and Emre et. al. (2000) that focus on external and internal equilibrium. The model is based on a small open economy with three types of goods; exportables, importables, and non-tradable goods. Thus, the domestic economy produces exportables and non-tradables while it consumes non-tradables and importables. Assuming that  $P_X$  and  $P_N$  are the domestic prices of exportable goods and non-tradables respectively; while the foreign price of importables is denoted as  $P_M^*$ . The world price for exportables is normalized to 1 such that  $P_X = EP_X^* = E$ .

Further, it is assumed that  $e_M = \frac{P_M}{P_N}$  is the relative domestic price of importables and  $e_X = \frac{E}{P_N}$  is the relative domestic price of exportables. Next, assume there is a tariff on imports such that the domestic price of the importable is  $P_M = EP_M^* + \tau$ , where  $t$  is the duty on imports. The production ( $Y$ ) of the exportable and the nontradable good in the economy is represented as:

$$Y = Y_X(e_X) + Y_N(e_X) \text{ with } Y_X > 0 \text{ and } Y_N < 0. \quad (1)$$

Private consumption of the importable good  $C_M$  and the nontradable good  $C_N$  are also expressed as:

$$C = C_M(e_M) + C_N(e_M) \quad (2)$$

The real exchange rate can be expressed as the relative domestic price of tradables and nontradables as:

$$\begin{aligned} e &= \frac{P_M}{P_N} + \frac{E}{P_N} = \alpha e_M + (1-\alpha)e_X = \frac{\alpha EP_M^* + \alpha\tau + (1-\alpha)E}{P_N} \\ &= \frac{E(\alpha P_M^* + (1-\alpha)) + \alpha\tau}{P_N} \end{aligned} \quad (3)$$

With  $\alpha \in (0,1)$ .

The current account balance can thus be expressed in this economy.

$$CA = r^* A + Y_X(e_X) - P_M^* C_M(e_M) \quad (4)$$

Where  $A$  denotes foreign assets and  $r$  denotes the yield. The external balance of the economy can therefore be characterized by the law of motion in foreign exchange reserves as:

$$\dot{R} = CA + F \quad (5)$$

where  $F$  denotes net capital flows. Therefore external equilibrium occurs when  $\dot{R} = 0$  and the current account balance is sustainable when fully covered by net capital flows. External equilibrium is therefore characterized as:

$$r^* A + Y_X(e_X) - P_M^* C_M(e_M) + F = 0 \quad (6)$$

Also, internal equilibrium is achieved when the domestic market of non-tradables is in equilibrium:

$$C_N(e_M) + G_N = Y_N(e_X)$$

Finally, the real exchange rate that is consistent with internal and external equilibrium can be characterized in terms of these fundamentals as:

$$e^* = e^*(\text{Prod}, P_M^*, \tau, r^*, A, F, G_N) \quad (7)$$

Equation (7) implies that the equilibrium real exchange rate is driven by productivity changes, terms of trade improvements, commercial policy, exchange rates, capital inflows and public consumption. We discuss the expected signs of these determinants in the following section.

## Data and Empirical Model Specification

The empirical estimation is based on dynamic panel data econometric techniques, and the model is based on equation (7) below, which is specified in terms of the logarithm of the real effective exchange rate (LREER). We do not use the conventional definition of the real exchange rate, because of difficulties in obtaining prices of tradables and nontradables in the set of countries. We follow earlier approaches that made use of the IMF's real effective exchange rate (REER) as an approximation. Clearly, using the real effective exchange rate as a proxy for the relative prices of nontradables and tradables is equivalent to using domestic consumer prices expressed in foreign prices<sup>8</sup> as a proxy for nontradable goods prices, while a weighted<sup>9</sup> average of trading partners' consumer prices expressed in dollars are used as a proxy for tradable prices.

On the determinants of the real exchange rate, a broad set of variables were explored based on theoretical considerations. These include, a productivity variable, the fiscal balance, the current account balance, the terms of trade index, openness, net foreign assets, and oil prices<sup>10</sup>. In terms of the productivity variables, different indicators such as real GDP per capita, index of real GDP per capita, income per capita based on purchasing power parity and its index, and real income per capita based on purchasing power parity as well as its index were considered. The Solow residual was also explored, but it turned out that real GDP per capita was a better variable to proxy productivity trends.

Data on all the variables were obtained from the IMF Statistics database. The empirical model is expressed as:

$$LREER_{it} = \alpha_0 + \beta_i + \alpha_{1i}LPROD_{it} + \alpha_{2i}FB_{it} + \alpha_{3i}CAB_{it} + \alpha_{4i}LTOT_{it} + \alpha_{5i}LOPEN_{it} + \alpha_{6i}LNFA_{it} + \alpha_{7i}LOIL_{it} + \alpha_{8i}LFDI_{it} + \alpha_{9i}AID_{it} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

$$i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, 3, \dots, T$$

Where:

$PROD_{it}$  is the productivity variable that is used to test for the Balassa-Samuelson effect.

$FB_{it}$  is the domestic fiscal balance expressed in percent of GDP.

$CAB_{it}$  is the annual current account balance expressed in percent of GDP;

$LTOT_{it}$  is the log of the terms of trade index.

$LOPEN_{it}$  is the log of the openness of the economy defined as the sum of exports and imports of goods and services.

$LNFA_{it}$  is the net foreign assets of the country.

$LOIL_{it}$  is the log of crude oil prices.

$LFDI_{it}$  is the log of foreign direct investment as a ratio of GDP

$\alpha_0$  is the common constant,  $\beta_i$  is the cross-section or country-specific effects,  $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_5$  are parameters or elasticities to be estimated.  $\varepsilon_{it}$  is the error term for cross sectional unit  $i$  in period  $t$ .

$\alpha_1 > 0; \alpha_2 > 0; \alpha_3 < 0; \alpha_4 = ?; \alpha_5 < 0; \alpha_6 < 0; \alpha_7 > 0; \alpha_8 > 0; \alpha_9 = ?$  are the expected signs of the parameters, as explained above.

The errors  $\varepsilon_{it}$  are assumed to be heteroskedastic such that:

$$E(\varepsilon_{it}\varepsilon_{jt} \mid X_t) = \sigma_t^2 \text{ and } E(\varepsilon_{is}\varepsilon_{jt} \mid X_t) = 0 \text{ for all } i, j, s \text{ and } t, s \neq t \quad (9)$$

$X_t$  represents the set of explanatory variables including the country-specific effects (**b**).

### • Productivity and the real exchange rate

A positive effect of the productivity variable will imply support for the Balassa-Samuelson proposition that a differential productivity growth in the traded-goods sector creates an appreciation of the long-run equilibrium real exchange rate. This occurs because the effect of the productivity shock in the traded-goods sector increases the demand for labor in that sector, thereby increasing the equilibrium real wage. This causes the nontraded-goods sector to release labour, which is absorbed by the traded-goods sector. In other words, at a given real exchange rate, the traded-goods sector expands, while the nontraded-goods sector contracts, leading to an increase in prices of non-tradable goods—real exchange rate appreciation. In terms of the

effect of the productivity shock on the long-run equilibrium exchange rate, there are two potential effects that work in the same direction towards a real appreciation. In the first place, the productivity shock creates excess demand in the nontraded-goods market, requiring a real appreciation to restore internal balance. Secondly, the shock leads to a trade surplus whereby a real appreciation would be required to restore external balance.

- **Fiscal balance and the real exchange rate**

Generally, improvements in the fiscal balance in the absence of Ricardian equivalence will increase economy-wide net savings and improve the current account balance. This outcome will imply a real depreciation, and based on the assumption that the Marshall-Lerner condition held. Thus, it is expected that an improvement in the fiscal balance will lead to real exchange rate depreciation.

- **Current account balance and the real exchange rate**

Even though the direction of causality is generally expected to run from the real exchange rate to the current account balance, it is also the case that countries with high current account balances can tolerate more depreciated real exchange rates. Therefore, higher current account balances are expected to lead to depreciation in the real exchange rate.

- **Terms of Trade and the Real Exchange Rate**

The effect of terms of trade improvement on the real exchange rate is very much like the effect of a positive productivity shock on the real exchange rate. A terms of trade improvement is likely to result in a contraction in output of nontraded goods<sup>11</sup> and an excess demand in the nontraded goods market. At the same time, the terms of trade improvement results in an increase in the value of traded-goods output<sup>12</sup>. Hence, a positive terms of trade shock results in an improvement in the trade balance which in turn requires a real appreciation to keep the trade balance in equilibrium. Alternatively, terms of trade increases can lead to either an income effect on spending and/or a substitution effect. In the case of the income effect, the increase in the terms of trade leads to an increase in government revenues and hence spending which appreciates the real exchange rate. Alternatively,

the increase in terms of trade could engender a substitution effect which will lead to a real depreciation. Therefore, in this case, the effect of the terms of trade would be uncertain.

- **Openness and the real exchange rate**

Changes in commercial or trade policy on the real exchange rates tend to be such that an increase in openness or a reduction in export subsidies/import taxes results in a depreciation of the equilibrium real exchange rate due to improvements in competitiveness. Hence it is expected that higher levels of openness result in real exchange rate depreciation.

- **Net foreign assets and the real exchange rate**

Referred to as the transfer problem, several theoretical models predict that real appreciations should be associated with accumulation of net foreign assets in the long run. For example, earlier Keynesian theory implied that countries with large external liabilities need to run large trade surpluses to service them, and achieving these trade surpluses requires a more depreciated level of the real exchange rate.

- **Oil prices and the real exchange rate**

It is expected that there would be a long-run relationship between real oil prices and the real exchange rate, particularly in the oil producing countries. However, given that less than a third of African countries produce oil in commercial quantities, the empirical effect of real oil prices on the real exchange rate cannot be specified a priori.

- **Public consumption and the real exchange rate**

The composition of government spending also matters for the long run equilibrium real exchange rate because, if such expenditures were on traded goods, this would create an incipient trade deficit which will in turn require a real depreciation which will in turn reduce private consumption. At the same time, the real depreciation will induce an increase in production of traded goods so that demand is accommodated. If on the other hand government spending was on nontraded goods, the increased demand will raise the relative price of nontraded goods and will reduce private consumption of nontraded goods and appreciate the real exchange rate.

- **Foreign Aid and the real exchange rate**

Despite the potential for increased aid inflows to augment domestic savings and investment and thereby raise income levels, aid inflows may also bring about structural changes in the economy such as an appreciation of the real exchange rate that leads to a contraction of traditional export sectors and a loss of export competitiveness. Thus, the effect of foreign aid flows on the real exchange rate is uncertain.

#### Panel Unit Root Tests

All the variables were tested for unit roots in a panel framework, and the panel stationarity tests applied are based on Breitung (2000) and Hadri (2000)<sup>13</sup>. The Hadri test (see appendix 1 for a detailed exposition) is based on a null hypothesis of stationarity while the Breitung test has a null hypothesis of the presence of unit roots in the data. The two tests derive from an estimation of panel versions of Dickey-Fuller types of equations, and the Breitung test in particular increases the power of tests derived by Levin and Lin (1993) and Im, Pesaran and Shin (1997) when individual ADF tests include a trend in the specification.

As shown in Table 1, the results of the tests suggest the existence of unit roots for most of the variables, except the fiscal balance and the current account balance. This notwithstanding, given the relatively small sample size and the possibility of a lower power of the tests, it is generally taken that there could be a common unit root process for the variables.

#### Panel Cointegration<sup>14</sup>

Given the strong possibility of a common unit root process among the variables, the model was explored for long run trends based on the panel cointegration technique. Generally, there are mainly two different approaches for the panel cointegration tests, residual-based and maximum-likelihood-based. Residual-based panel cointegration test statistics were introduced by studies such as McCoskey & Kao (1998), Kao (1999), Pedroni (1999) and maximum-likelihood-based panel cointegration test statistics were introduced by Groen & Kleibergen (2003), Larsson &

Lyhagen (1999) and Larsson et al. (2001).

For the purposes of this study, two of these panel cointegration tests were employed – the Pedroni (1999, 2000, 2001, and 2004)<sup>15</sup> test, and the Kao (1999) test (see tables 2 and 3). These were chosen taking into consideration the emerging argument that time series cointegration tests, even in the presence of large sample sizes, often yield conflicting conclusions or ‘mixed signals’, meaning that there is often a low correlation of empirical p-values. As argued by Hank (2006)<sup>16</sup>, there are often mixed signals for some of the panel cointegration tests, and a weaker correlation is observed between residual and system-based tests than between tests of the same group. This informs the choice of the Kao (1999) and Pedroni (1999) battery of tests for the present study.

Kao (1999) proposes five different panel extensions of the time series ADF-type tests. Two of those which do not require strict exogeneity of the regressors which are used in the present study are stated as in Kao (1999) as:

$$DF_{\rho}^* = \frac{\sqrt{NT(\hat{\rho}-1) + \frac{3\sqrt{N}\hat{\sigma}_v^2}{\hat{\sigma}_{0v}^2}}}{\sqrt{3 + \frac{36\hat{\sigma}_v^4}{5\hat{\sigma}_{0v}^4}}}, \quad (10)$$

$$DF_t^* = \frac{t_{\rho} + \frac{\sqrt{6N}\hat{\sigma}_v^2}{2\hat{\sigma}_{0v}^2} \sqrt{NT(\hat{\rho}-1) + \frac{3\sqrt{N}\hat{\sigma}_v^2}{\hat{\sigma}_{0v}^2}}}{\sqrt{2\hat{\sigma}_v^2 + \frac{3\hat{\sigma}_v^2}{10\hat{\sigma}_v^2}}}, \quad (11)$$

Where,  $\hat{\rho}$  is the estimate of the AR (1) coefficient of the residuals from a fixed effects panel regression and  $t_{\rho}$  is the associated t-statistic. The remaining terms are nuisance parameter estimates. Both tests are standard normal under the null of no panel cointegration and reject for large negative values. The Pedroni test is however the preferred test among the residual-based panel cointegration tests.

Following Pedroni (1999, 2001), the null hypothesis of no cointegration against the alternative of cointegration is tested using the seven test statistics proposed, which consist of four “panel- $\rho$ ” and three “group- $\rho$ ” test statistics. Each of these panel test statistics under appropriate standardization is distributed asymptotically as a normal distribution and expressed as follows:

$$\frac{\chi_{N,T} - \mu\sqrt{N}}{\sqrt{v}} \rightarrow N(0,1) \quad (12)$$

Where,  $\mu$  and  $v$  are the mean and variance respectively of the underlying individual series. The values  $\mu$  and  $v$  are simulated and provided by Pedroni (1999, 2001) and their numerical values depend upon the presence of a constant, time trend, and the number of regressors in the cointegration regression. The decision rule is to reject the null hypothesis of no panel cointegration for large negative or absolute values.

It is clear from table 2 and table 3 that both the Kao (1999) and the Pedroni (1999) test statistics suggest that the model is cointegrated (see appendix). Thus, our preferred results is for the panel dynamic fixed effects estimator which provides estimates of the long-run determinants of the real effective exchange rate as well as the short-run equilibrium error-correction term or the speed of convergence to the long-run equilibrium.

## ESTIMATION RESULTS

In view of the fact that the sample is finite, the empirical estimation is done for different estimators, static as well as dynamic. These include, the panel fixed effects and random effects estimators, the panel dynamic fixed effects estimator, the Prais-Winston (panel-correlated standard errors) estimator, the Prais-Winston AR(1) estimator. The estimations were also considered for a sample of non-oil producing countries in Africa separately, and hence two sets of results are reported—one for all countries in Africa (Table 4) and the other for a sample of non-oil producing countries (Table 5). Upon robustness checks, seven variables were explored in the model in equation 1. These are, the

productivity variable, terms of trade index, the extent of openness of the country, oil prices, the fiscal deficit as a ratio of GDP, the current account balance as a ratio of GDP, and foreign direct investment as a ratio of GDP.

The results for Africa suggest that almost all the variables have the expected signs, and are significant across estimators. The productivity variable is significant and has the expected sign, suggesting that the Balassa-Samuelson effect is strong in the context of African countries. The results for the preferred panel dynamic fixed effects estimator suggests that a ten percent increase in productivity in Africa results in a marginal equilibrium appreciation of 1.6 percent in the real effective exchange rate.

The result for the terms of trade index suggests that positive terms of trade shock of 10 percent will result in an appreciation in the real exchange rate by 1.61 percent suggesting that the wealth effect is stronger than the substitution effect. Similar findings were made by Elbadawi and Soto (1995) for a set of developing countries, and the explanation is that the income effect associated with terms of trade improvements apparently dominates the substitution effect such that terms of trade gains are used to boost spending<sup>17</sup> and this leads to an appreciation of the real exchange rate. This occurs because the terms of trade shock causes the trade balance to improve, and hence will require an appreciation for equilibrium to be restored.

The openness indicator also has the right sign, suggesting that an increase in openness by 10 percent could cause the real exchange rate to depreciate by 5.6 percent. The result for the panel fixed effects estimator suggests that this could even be as high as a real depreciation of 7.2 percent following an increase in openness by 10 percent.

The result for oil prices suggests that the real exchange rate in Africa moves in the same direction as oil prices. Thus, a rise in oil prices tends to be associated with an appreciation in the real exchange rate even though just about a third of countries in the region export oil in commercial quantities. This result, even though striking, could be a reflection of the results obtained for the terms of trade. Even when oil exporting countries were excluded from the sample, the coefficient does not change much.

The results for the fiscal balance, current account balance, and foreign direct investment show some inconsistencies across estimators and their coefficients are rather small. In the case of foreign direct investment, it is not entirely surprising given that such flows are only beginning to become significant in the region. In the case of the fiscal balance, the results suggest that an improvement in the fiscal position is associated with a real depreciation, in line with theoretical predictions.

The result of our preferred panel dynamic fixed effects estimator suggests that changes in the current account balance do not have a significant effect on the real exchange rate even though the sign is as expected. On the contrary, almost all the other estimators indicate that the effect could be significant even though it is marginally small. The random effects estimator suggests, on the contrary, that a 100 percent increase in the current account balance could be associated with 6.6 percent depreciation in the real effective exchange rate across Africa. The results are largely similar when oil-exporting countries in the region are excluded. It is however important to emphasize that this result does not in anyway imply no association between the current account balance and the real exchange rate. Without doubt, changes in the real exchange rate will have an impact on changes in the current account ratio. The only finding here is that the direction of causation running from the current account to the real exchange rate is at best marginally weak in the case of African countries.

Finally, the speed of convergence coefficient produced by the panel dynamic fixed effects estimator suggests that deviations from equilibrium real exchange rates in Africa are relatively persistent, with a half life of up to 4 years or more. In the case of the entire African sample, this is computed to be about four years, but when the oil-exporting countries are excluded, the half life increases to nearly 5 years.

## REAL EQUILIBRIUM EXCHANGE RATE MISALIGNMENTS

The panel dynamic fixed effects model is used to assess the alignment of real exchange rates with fundamentals in Africa. The indicator of alignment (*IA*) is computed

as, 
$$IA = \frac{((reer - est(reer_t))}{reer_t} * 100$$
, where *est.(reer)* represents the estimated equilibrium real effective exchange rate based on the panel dynamic fixed effects estimator. Thus, negative values of *IA* signify undervaluation whereas positive values signify overvaluation.

It is evident from panel 3 and 4 (Figure 6 and 7) in the appendix that real exchange rate misalignments in most of African countries have been declining over the years. Apart from countries such as Angola, Botswana, Republic of Congo, Ghana and Togo that have shown appreciated real exchange rates as at the end of 2007, most of the other countries have undervalued real exchange rates which are consistent with the improved policy environment across the sub region of Africa. Countries that have undervalued real exchange rates according to our estimated model include Algeria, Cape Verde, Cote d'Ivoire, Egypt, Gabon, Gambia, Malawi, Mali, Mauritania, and South Africa.

Even among the oil-producing countries (Figure 7), there is no clear pattern. While Algeria and Congo Democratic Republic have shown significant undervaluation as at the end of 2007, others such as Congo Republic, Equatorial Guinea, Tunisia, and Angola show significant overvaluation as at the end of 2007.

Finally, it is observed that countries such as Angola, Botswana, Equatorial Guinea, Tunisia, and Republic of Congo have had persistent overvaluation in recent years. On the other hand, countries that have had persistent undervaluation in recent years include, Algeria, Cape Verde, Congo Democratic Republic, Egypt, Gabon, Malawi, Mali, and South Africa.

## CONCLUDING REMARKS

From the foregoing, it is clear that real exchange rates in Africa are no different from other regions—they fluctuate in response to changes in fundamentals even though the rate of mean reversion in most cases is slow, such that deviations from equilibrium tend to be persistent. Even in the case of the Francophone countries, who have relatively fixed parities to the Euro, their real exchange rates fluctuate widely such that, while some of those countries have overvalued real exchange rates, others are undervalued. This is not surprising though, because even if nominal exchange rate movements do not drive these fluctuations, movements in real exchange rates could reflect changes in relative prices.

This study empirically explores trends in the equilibrium real exchange rate in Africa over the period 1980-2007. The study is important in view of reported findings in segments of the empirical literature indicating that equilibrium real exchange rates appear to behave differently in Africa. The paper applied different panel estimators—between, within (or fixed) effects, and random effects, and also the panel variants of the within effects estimator that corrects for serial correlation in residuals (Prais-Winston) and the panel consistent standard errors estimator. Since there was evidence of long-run common trends in the data, the panel dynamic fixed effects estimator was the preferred estimator even though we take note of the fact that the small size and range of the sample (48 cross-sections and 27 years) could reduce the power of the estimator. Nevertheless, we have confidence in the results, because of the limited differences in estimates across the various estimators.

We find evidence that real equilibrium exchange rates in Africa are driven by economic fundamentals and that deviations could be persistent—the half-life of shocks to the real equilibrium exchange rate is between four and five years. There is also evidence for the Balassa-Samuelson effect, where productivity improvements lead to equilibrium real exchange rate appreciation. Other variables such as openness, terms of trade, and oil prices are also found to drive the equilibrium real exchange rate.

Finally, there is no clear pattern of real misalignments across the region even though for most countries, these are long lasting. Even though the severe misalignments in the 1980s to 1990s have been reduced in most countries, recent experience suggests that a few countries, essentially non oil-exporting countries, still have persistently overvalued real exchange rates. For such countries, this calls for intensifying economic reforms and measures to enhance competitiveness. The panel data technique adopted here has enabled us to conduct various tests, but subsequent research will need to focus on country-specific approaches and within a broader context that should include other structural determinants of competitiveness—such as the quality of governance, the state of infrastructure as well as the quality of labor in these countries.

## REFERENCES

- Alberola, E., (2003): "Misalignment, Liabilities, Dollarization, and Exchange Rate Adjustment in Latin America". *Banco de Espana*, 0309
- Asiama, J. and Kugler, M (2005), "Is Sub-Saharan Africa a Convergence Club?" Paper presented at the International Conference on "Shared Growth in Africa" La Palm Royal Beach Hotel, Accra, Ghana, July 21-22 by ISSER/Cornell/World Bank/DFID/USAID.
- Arun et al (1997), "Determinants of the Real Exchange Rate in South Africa," Center for the Study of African Economies, WPS/97-16
- Balassa, B. (1964), "The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal," *Journal of Political Economy*, Vol. 72, No 6, pp 584-96.
- Balvers, R.J. & Bergstrand, J.H. (1997). Equilibrium real exchange rates: closed-form theoretical solutions and some empirical evidence, *Journal of International Money and Finance*, 16(3): 345-366.
- Tamim Bayoumi & Peter B. Clark & Steven A. Symansky & Mark P. Taylor, (1994). "Robustness of Equilibrium Exchange Rate Calculations to Alternative Assumptions and Methodologies," *IMF Working Papers* 94/17, International Monetary Fund.
- Breitung, J., (2000), "The Local Power of some Unit Root Tests for Panel Data," *Advances in Econometrics*, 15, pp. 161-178.
- Clark, P and Mac Donald R. (1998), "Exchange Rate and Economic Fundamentals: A Methodological Comparison of BEERs and FEERs," *IMF Working Paper* 98/67, Washington, D.C.: IMF, May.
- Cheung, Yin-Wong; Menzie D. Chinn; Fujii, Eiji (2008), Pitfalls in Measuring Exchange Rate Misalignment: The Yuan and other Currencies. *NBER Working Papers* 14168.
- Devereux, Michael (1999) Real Exchange Rates and Growth: A Model of East Asia", *Review of International Economics*, 7, 509-521.
- Edwards S. (1988), "Real and Monetary Determinants of Real Exchange Rate Behavioral," *Journal of Development Economics*, Vol. 29, No 1, pp 311-341.
- Edwards S., (1989), "Real Exchange Rates, Devaluation and Adjustment: Exchange Rate Policy in Developing Countries", Cambridge, Mass: MIT Press.
- Edwards, S., (1993), "Openness, Trade Liberalization, and Growth in Developing Countries", *Journal of Economic Literature*, American Economic Association, Vol. 31, No 3, pp 1358-1393.
- Elbadawi and Soto (1995), "Capital Flows and Equilibrium Real Exchange Rate in Chile," *Policy Research Working Paper* 1306, World Bank, Washington.
- Emre Alper C. and Saglam I. (2000), "Equilibrium Level of the Real Exchange Rate and the Duration and Magnitude of the Misalignments for Turkey", 2000 Proceedings of the Middle East Economic Association. In conjunction with Allied Social Sciences Association in Boston, Massachusetts, U.S.A., January 7-9.
- Groen, J. J. J. & Kleibergen, F. (2003). 'Likelihood-based cointegration analysis in panels of vector error correction models'. *Journal of Business and Economic Statistics*, 21(2), 295 (318).
- Hadri, K., (2000), "Testing for Stationarity in Heterogenous Panel Data," *Econometrics Journal*, 3(2), pp. 148-161.
- Im, K., Pesaran, H., and Shin, Y., (1997), "Testing for Unit Roots in Heterogenous Panels," *Manuscript*, University of Cambridge.
- Isard, Peter and Hamid Faruqee, (1998), "Exchange Rate Assessment: Extensions of the Macroeconomic Balance Approach," *Occasional Paper*, No. 167, International Monetary Fund.
- Kao, C. (1999) "Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data," *Journal of Econometrics*, 1-44.
- Larsson, R. & Lyhagen, J. (1999). Likelihood-based inference in multivariate panel cointegration models. *Stockholm School of Economics Working Paper Series in Economics & Finance*, No.331.
- Larsson, R., Lyhagen, J., & Lythgren, M. (2001). Likelihood-based cointegration tests in heterogeneous panels. *Econometrics Journal*, 4, 109{142.
- Levin, A., and Lin, C-F., (1993), "Unit Root Tests in Panel

Data," *Working Paper*, University of California, San Diego.  
Lane, Phillip and Gian Maria Milesi-Ferretti, (2004), "The Transfer Problem Revisited: Net Foreign Assets and Real Exchange Rates," *The Review of Economics and Statistics*, vol.86, No. 4, pp 841-857.

Lane, Phillip and Gian Maria Milesi-Ferretti, (2006),"The External Wealth of Nations Mark II: Revised and Extended Estimates of External Assets and Liabilities, 1970-2004," *IMF Working Paper 06/69* (March).

Masson and Patillo (2002), Monetary Union in West Africa: An Agency of Restraint for Fiscal Policies?" *Journal of African Economies*, Vol. 11 (September)

McCoskey, S. & Kao, C. (1998). A residual-based test of the null of cointegration in panel data. *Econometric Reviews*, 17, 57 (84).

Pedroni, P., (1999), "Critical Values for Cointegration Tests in Heterogenous Panels with Multiple Regressors," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, pp. 653-678.

Pedroni, P. (2000). "Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels," in Baltagi, B., C.D. Kao (Eds.), *Advances in Econometrics, Nonstationary Panels, Panel Cointegration and Dynamic Panels*, Elsevier Science, New York, 93-130.

Pedroni, P. (2001). "Purchasing Power Parity Tests in Cointegrated Panels," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 83, 727-731.

Pedroni, P. (2004), 'Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis'. *Econometric Theory* 20(3), 597-625.

Samuelson, Paul (1964), Theoretical Notes on Trade Problems, *Review of Economics and Statistics*, volume 23

Stein J. and Allen, P. (1995), "Fundamental Determinants of Exchange Rates", Oxford Clarendon Press.

Williamson, J. (1985): The Exchange Rate System. Washington DC: Institute for International Economics.

## APPENDIX 1: THE ECONOMETRIC METHODOLOGY OF NON-STATIONARY PANELS

### Hadri (2000) test

The test is based on a parameterization representing both stationary and nonstationary variables for an easy formulation for a residual-based LM test of stationarity:

$$y_{it} = z'_{it}\gamma + r_{it} + \varepsilon_{it} \quad A1.1$$

$z_{it}$  is the deterministic component,  $r_{it}$  is a random walk:

$$r_{it} = r_{it-1} + u_{it} \quad A1.2$$

$u_{it} \sim iid(0, \sigma_u^2)$  and  $\varepsilon_{it}$  is a stationary process. The null hypothesis of trend stationarity corresponds to the hypothesis that the variance of the random walk is zero. Equation A1.1 can be rewritten as:

$$y_{it} = z'_{it}\gamma + e_{it} \quad A1.3$$

$$\text{where: } e_{it} = \sum_{j=1}^t u_{ij} + \varepsilon_{it}$$

Let  $\hat{e}_{it}$  be the residuals from the regression in A1.3, and  $\hat{\sigma}_e^2$  be a consistent estimator of the error variance under the null hypothesis of stationarity, and let  $S_{it}$  be the partial sum

process of the residuals,  $S_{it} = \sum_{j=1}^t \hat{e}_{ij}$ . A possible consistent

estimator of  $\sigma_e^2$  is given by  $\hat{\sigma}_e^2 = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{e}_{it}^2$ .

The LM statistic is defined as:

$$LM = \frac{1}{\hat{\sigma}_e^2} \frac{1}{NT^2} \left( \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T S_{it}^2 \right)$$

A1.4

This is consistent and has an asymptotic normal distribution as  $(T, N \rightarrow \infty)$ .

Pedroni (1999, 2000, 2001, 2004) Cointegration test on panel data

The Pedroni test takes equal account of the heterogeneity of individuals through specific parameters for each country in the sample. The test consists of seven (7) statistics, four for the 'Within' model, and three for the 'Between' model.

#### Within model:

$$Z_{\rho}^w = \left( \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} (\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{i,t} - \hat{\lambda}_i): Rho - stat$$

$$Z_{PP}^w = (\tilde{s}_{N,T}^{*2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^{*2})^{-1/2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} (\hat{e}_{i,t-1}^* \Delta \hat{e}_{i,t}^*): PP - stat$$

$$Z_t^w = (\tilde{\sigma}_{N,T}^2 \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^2)^{-1/2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} (\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{i,t} - \hat{\lambda}_i): ADF - stat$$

$$Z_v^w = \left( \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1}: v - stat$$

#### Between model

$$Z_{\rho}^B = \sum_{i=1}^N \left( \sum_{t=1}^T \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1} \sum_{t=1}^T (\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{i,t} - \hat{\lambda}_i): Rho - stat$$

$$Z_t^B = \sum_{i=1}^N \left( \hat{\sigma}_i^2 \sum_{t=1}^T \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1} \sum_{t=1}^T (\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{i,t} - \hat{\lambda}_i): ADF - stat$$

$$Z_{pp}^B = \sum_{i=1}^N \left( \sum_{t=1}^T \hat{s}_i^{*2} \hat{e}_{i,t-1}^{*2} \right)^{-1} \sum_{t=1}^T (\hat{e}_{i,t-1}^* \Delta \hat{e}_{i,t}^*): pp - stat$$

where,

$$\hat{\lambda}_i = \frac{1}{T} \sum_{s=1}^{k_i} \left( 1 - \frac{s}{k_i + 1} \right) \sum_{t=s+1}^T \hat{\mu}_{i,t} \hat{\mu}_{i,t-s},$$

$$\hat{s}_i^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\mu}_{i,t}^2$$

$$\hat{\sigma}_i^2 = \hat{s}_i^2 + 2\hat{\lambda}_i$$

$$\tilde{\sigma}_{N,T}^2 = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^N \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{\sigma}_i^2,$$

$$\hat{s}_i^{*2} = \frac{1}{T} \sum_{t=s+1}^T \hat{\mu}_{i,t}^{*2}$$

$$\tilde{s}_{N,T}^{*2} = \frac{1}{T} \sum_{t=s+1}^T \hat{s}_i^{*2}$$

$$\hat{L}_{11i}^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\eta}_{i,t}^2 + \frac{2}{T} \sum_{s=1}^{k_i} \left( 1 - \frac{s}{k_i + 1} \right) \sum_{t=1}^T \hat{\eta}_{it} \hat{\eta}_{i,t-s}$$

$L_i$  represents the  $i^{th}$  component of Cholesky decomposition of the variance-covariance matrix of residuals.  $\hat{\lambda}$  and  $\tilde{\sigma}_{NT}^2$  are two parameters used to correct for autocorrelation.  $s_i^2$  and  $\sigma_i^2$  are the individual contemporary and long-term variances respectively.

The residuals  $\mu_{i,t}$ ,  $\mu_{i,t}^*$  and  $\hat{\eta}_{it}$  are derived from the regressions:

$$\hat{e}_{i,t} = \hat{\gamma} \hat{e}_{i,t-1} + \hat{u}_{i,t},$$

$$\hat{e}_{i,t} = \hat{\gamma} \hat{e}_{i,t-1} + \sum_{k=1}^{K_i} \hat{\gamma}_{ik} \Delta \hat{e}_{i,t-k} + \hat{u}_{i,t}^*,$$

$$\Delta y_{i,t} = \sum_{m=1}^M \hat{b}_{mi} \Delta X_{mi,t} + \hat{\eta}_{i,t}$$

The asymptotic distribution of the seven (7) test statistics is expressed as:

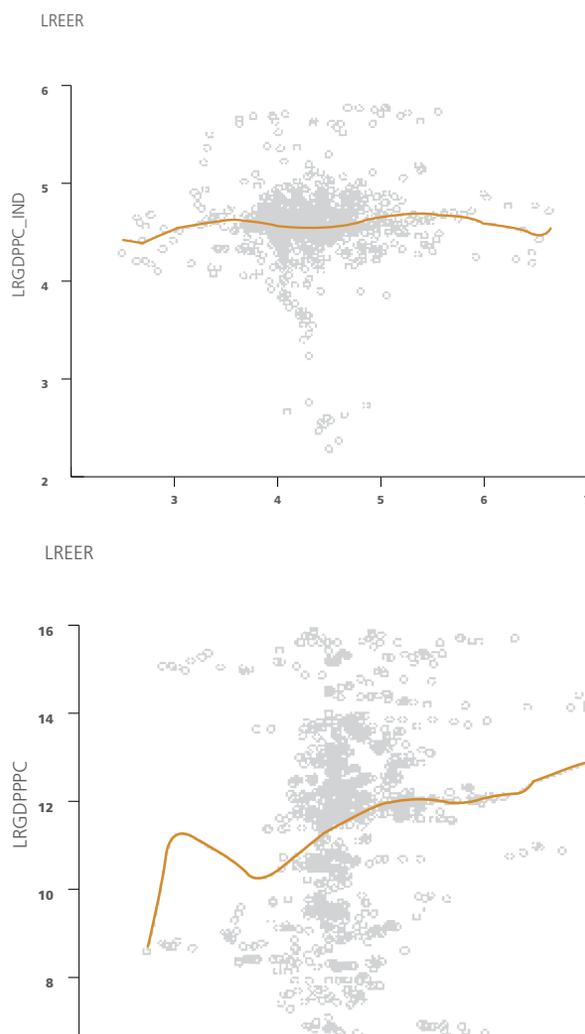
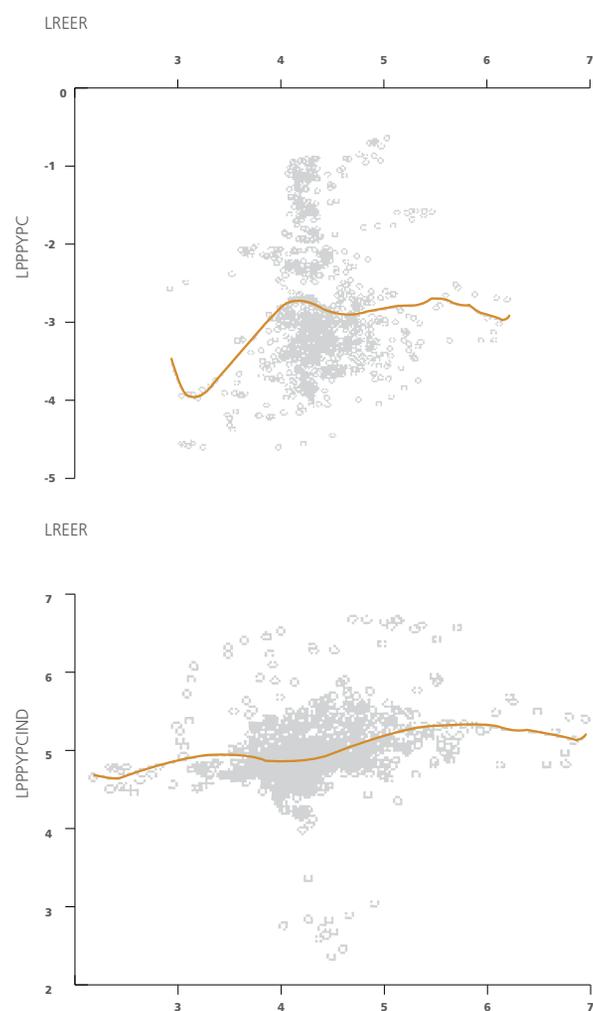
$$\frac{\mathcal{X}_{N,T} - \mu \sqrt{N}}{\sqrt{v}} \rightarrow N(0,1)$$

where  $\mathcal{X}_{N,T}$  is the statistic under consideration; the parameters  $N$  and  $T$  are respectively the number of countries and the number of observations.  $\mu$  and  $v$  are the adjustment terms described by Pedroni (1999, 2000, 2004).

Pedroni (1997, 2004) suggest that for  $T > 100$ , the seven (7) statistics work relatively well, and are less subject to threshold distortions. For smaller samples however (particularly where  $T < 20$ ) the ADF-stat for the Between (Group ADF-Statistic) is the strongest, followed by the Group-rho and the Group PP-stat.

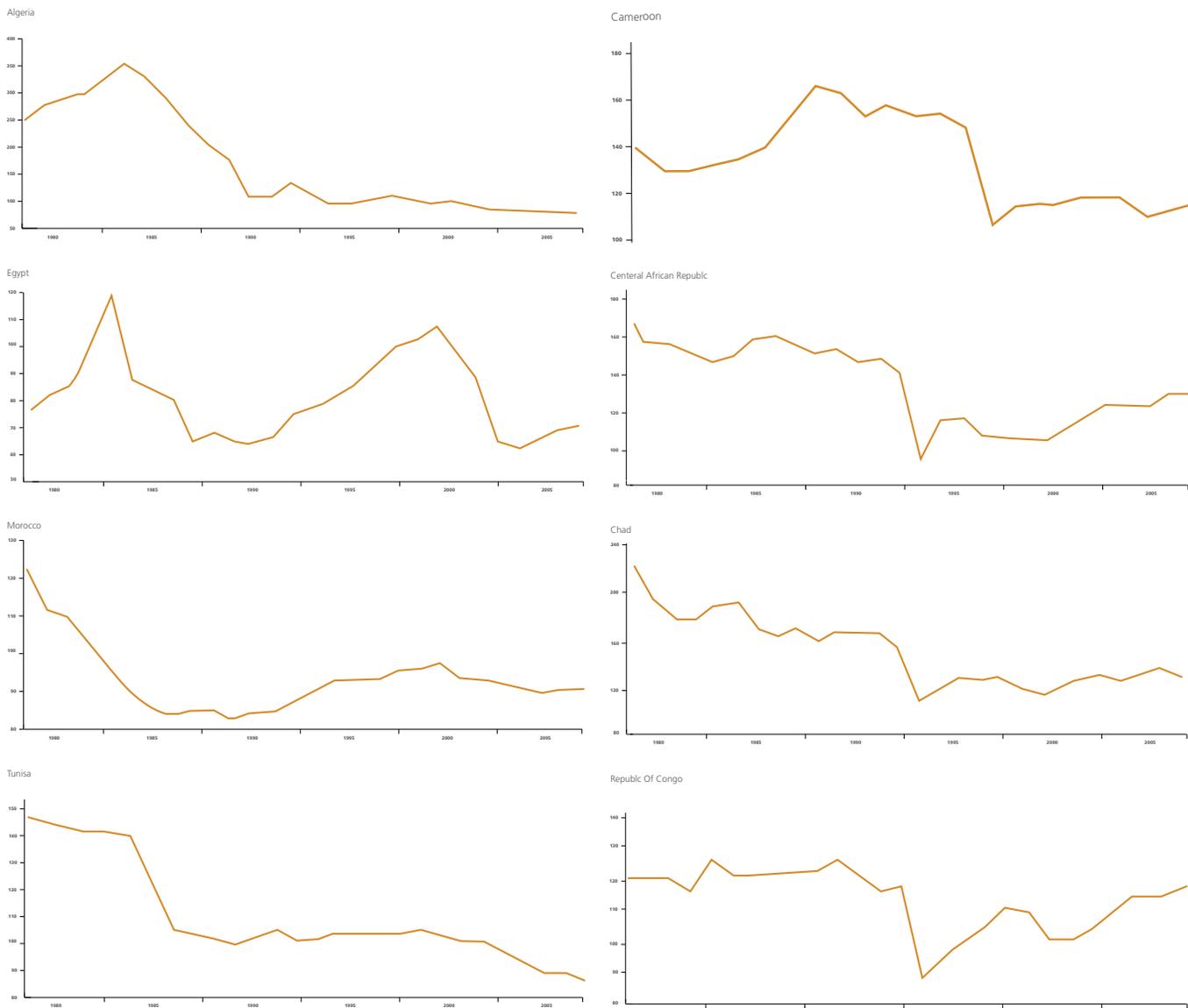
## APPENDIX 2: REER IN AFRICA

Figure 1: Africa – Balassa Samuelson Proposition

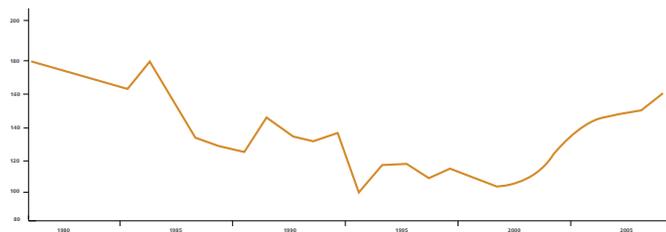


*LPPPYPC* – Relative PPP Income per capita  
*LPPPYPC\_IND* – Index of relative PPP income per capita  
*LRGDPPC\_IND* – Index of real GDP income per capita  
*LRGDPPPC* – Real GDP income per capita  
*LREER* – log of real effective exchange rate

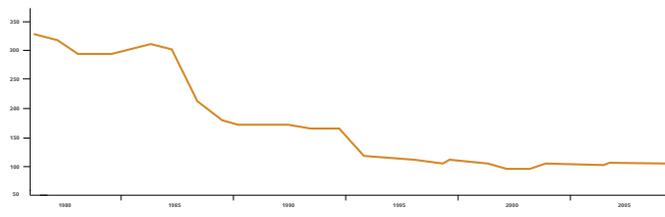
Figure 2: North Africa, CEMAC, and UEMOA —REER, 1980-2007 REER - CEMAC



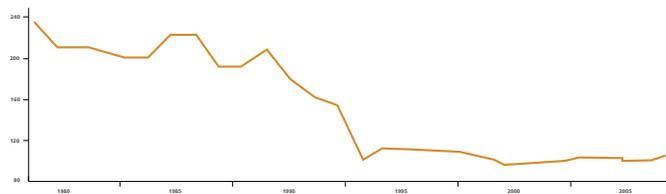
Equatorial Guinea



Mali



Gabon

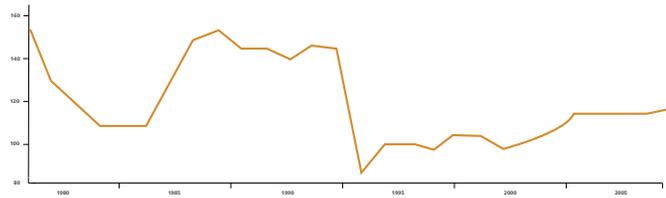


Niger

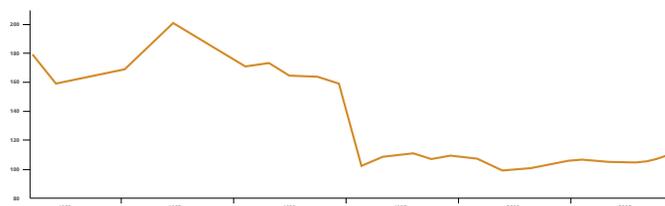


REER - UEMOA

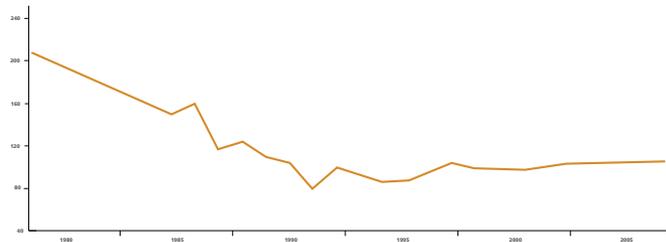
Cote d'Ivoire



Senegal



Guinea Bissau



Togo

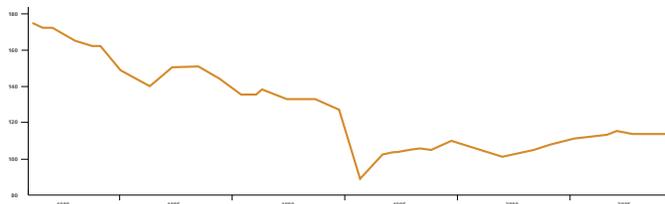




Table 4: All African Countries—Equilibrium Real Effective Exchange Rates, 1980-2007

	Panel Fixed Effects	Panel Dynamic Fixed Effects	Prais-Winston (PCSE)	Prais-Winston AR(1) Regression	Random Effects
<b>Constant</b>	5.1357* (0.0228)	4.5803* (0.000)	6.000* (0.000)	6.122* (0.000)	5.902* (0.000)
<b>Log productivity</b>	0.1287* (0.0328)	0.1614* (0.106)	0.0209* (0.058)	0.0205* (0.108)	0.0326* (0.007)
<b>Log terms of trade</b>	0.1357* (0.0228)	0.1610* (0.044)	0.0424* (0.083)	0.043* (0.071)	0.1405* (0.000)
<b>Log openness</b>	-0.7228* (0.0287)	-0.5615* (0.000)	-0.4605* (0.000)	-0.489* (0.000)	-0.6369* (0.000)
<b>Log oil prices</b>	0.1372* (0.0192)	0.2808* (0.000)	0.0692* (0.052)	0.0722* (0.000)	0.1336* (0.000)
<b>Fiscal balance/GDP ratio</b>	-0.0034* (0.0192)	-0.0005 (0.914)	-0.0055 (0.519)	-0.005 (0.46)	-0.0034* (0.001)
<b>Current account balance/GDP ratio</b>	-0.0071* (0.000)	-0.002 (0.585)	-0.0022* (0.002)	-0.0023* (0.000)	-0.0663* (0.000)
<b>Foreign direct investment</b>	-0.0079* (0.0014)	0.0068 (0.247)	-0.003 (0.787)	-	-0.0071* (0.000)
<b>Rho</b>			0.855	0.919	0.803
<b>ECM</b>	-	-0.1638* (0.000)			
<b>Half Life (Years)</b>	-	4.23	-	-	-

Notes: The figures in parenthesis are p-values. A star (\*) indicates statistical significance of the estimates at the 5-percent level.

Table 5: Non-Oil Exporting African Countries—Equilibrium Real Effective Exchange Rates, 1980-2007

	Panel Fixed Effects	Panel Dynamic Fixed Effects	Prais-Winston (PCSE)	Prais-Winston AR(1) Regression	Random Effects
<b>Constant</b>	5.284* (0.000)	5.5803* (0.000)	5.000* (0.000)	5.122* (0.000)	6.1121* (0.000)
<b>Log productivity</b>	0.1181* (0.0461)	0.1221* (0.0760)	0.0066* (0.0600)	0.0049* (0.0600)	0.0102* (0.438)
<b>Log terms of trade</b>	0.1350* (0.0231)	0.1512* (0.0905)	0.0592* (0.015)	0.0476* (0.044)	0.1432* (0.000)
<b>Log openness</b>	-0.7227* (0.0304)	-0.5608* (0.000)	-0.4964* (0.000)	-0.5259* (0.000)	-0.6411* (0.000)
<b>Log oil prices</b>	0.1421* (0.0203)	0.2875* (0.001)	0.0734* (0.018)	0.0759* (0.000)	0.1418* (0.000)
<b>Fiscal balance/GDP ratio</b>	-0.0036* (0.0010)	-0.0012 (0.0803)	-0.0010 (0.248)	-0.0007 (0.23)	-0.0041* (0.000)
<b>Current account balance/GDP ratio</b>	-0.0056* (0.0012)	0.0045 (0.4000)	-0.0020* (0.008)	-0.0019* (0.009)	-0.0048* (0.000)
<b>Foreign direct investment</b>	-0.0137* (0.0023)	0.01662* (0.0905)	-0.0006 (0.759)	-0.0041 (0.759)	-0.0132* (0.000)
<b>Rho</b>			0.8493	0.8012	0.8032
<b>ECM</b>	-	-0.1392* (0.000)	-	-	-
<b>Half Life (Years)</b>	-	4.97	-	-	-

Notes: The figures in parenthesis are p-values. A star (\*) indicates statistical significance of the estimates at the 5-percent level.

Table 6: All African Countries — Dynamic Fixed Effects Regression of the Real Effective Exchange Rate, 1980-2007

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Log. Productivity Indicator	0.3686* (0.007)	0.2941* (0.025)	0.2576* (0.022)	0.1639* (0.0130)	0.1612* (0.014)	0.1687* (0.0123)	0.1614* (0.014)
Log. Terms of Trade Index		0.2616* (0.005)	0.1601* (0.049)	0.1484* (0.059)	0.1469* (0.061)	0.1597* (0.042)	0.1611* (0.044)
Log. Openness			-0.4138* (0.000)	-0.5187* (0.000)	-0.5192* (0.000)	-0.5446* (0.000)	-0.5615* (0.000)
Log. Crude Oil Price				0.2824* (0.000)	0.2860* (0.000)	0.2819* (0.000)	0.2808* (0.000)
Fiscal Balance (%GDP)					-0.0035 (0.928)	0.00029 (0.944)	-0.0005 (0.914)
Current Account (%GDP)						-0.0035 (0.313)	-0.0021 (0.585)
Log.FDI (%GDP)							0.0068 (0.247)
Error Correction Term	-0.1489* (0.000)	-0.1562* (0.000)	-0.1606* (0.000)	-0.1664* (0.000)	-0.1669* (0.000)	-0.1663* (0.000)	-0.1639* (0.000)
Implied Half Life (years)	4.66	4.44	4.32	4.17	4.15	4.17	4.23

Notes: The figures in parenthesis are p-values. A star (\*) indicates statistical significance of the estimates at the 5-percent level.

Table 7: All African Countries—Prais-Winston Panel-Corrected Standard Errors, 1980-2007

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Constant	4.550* (0.000)	4.1748* (0.000)	5.4594* (0.000)	5.3385* (0.000)	5.2517* (0.000)	5.2174* (0.000)	5.1954* (0.000)
Log. Productivity Indicator	0.0175* (0.000)	0.0171* (0.000)	0.0193* (0.000)	0.0192* (0.000)	0.0194* (0.000)	0.0188* (0.000)	0.0188* (0.000)
Log. Terms of Trade Index		0.0815* (0.005)	0.0460* (0.100)	0.0431* (0.101)	0.0423* (0.1071)	0.0536* (0.0661)	0.0519* (0.069)
Log. Openness			-0.2764* (0.000)	-0.2809* (0.000)	-0.2749* (0.000)	-0.2816* (0.000)	-0.2747* (0.000)
Log. Crude Oil Price				0.0482 (0.501)	0.0638* (0.363)	0.0640 (0.350)	0.0656 (0.334)
Fiscal Balance (%GDP)					-0.0037* (0.011)	-0.0027* (0.057)	-0.0026* (0.065)
Current Account (%GDP)						-0.0028* (0.001)	-0.0031* (0.001)
Log. FDI(%GDP)							-0.0031* (0.001)

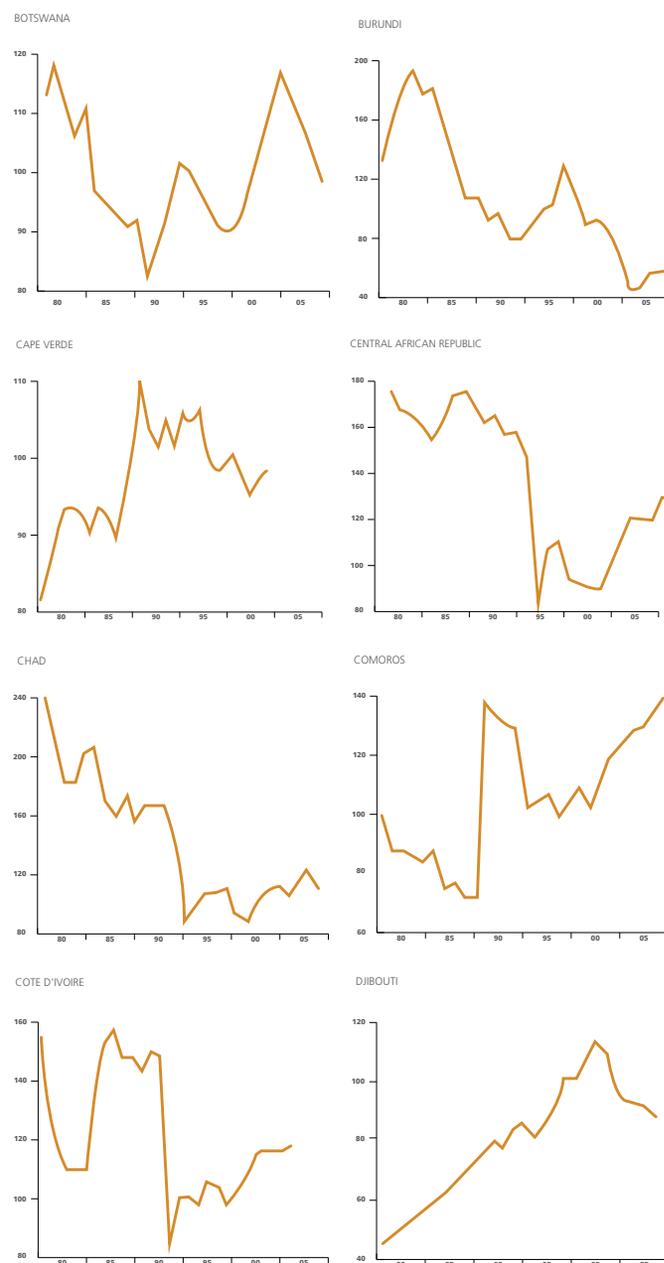
Notes: The figures in parenthesis are p-values. A star (\*) indicates statistical significance of the estimates at the 5-percent level.

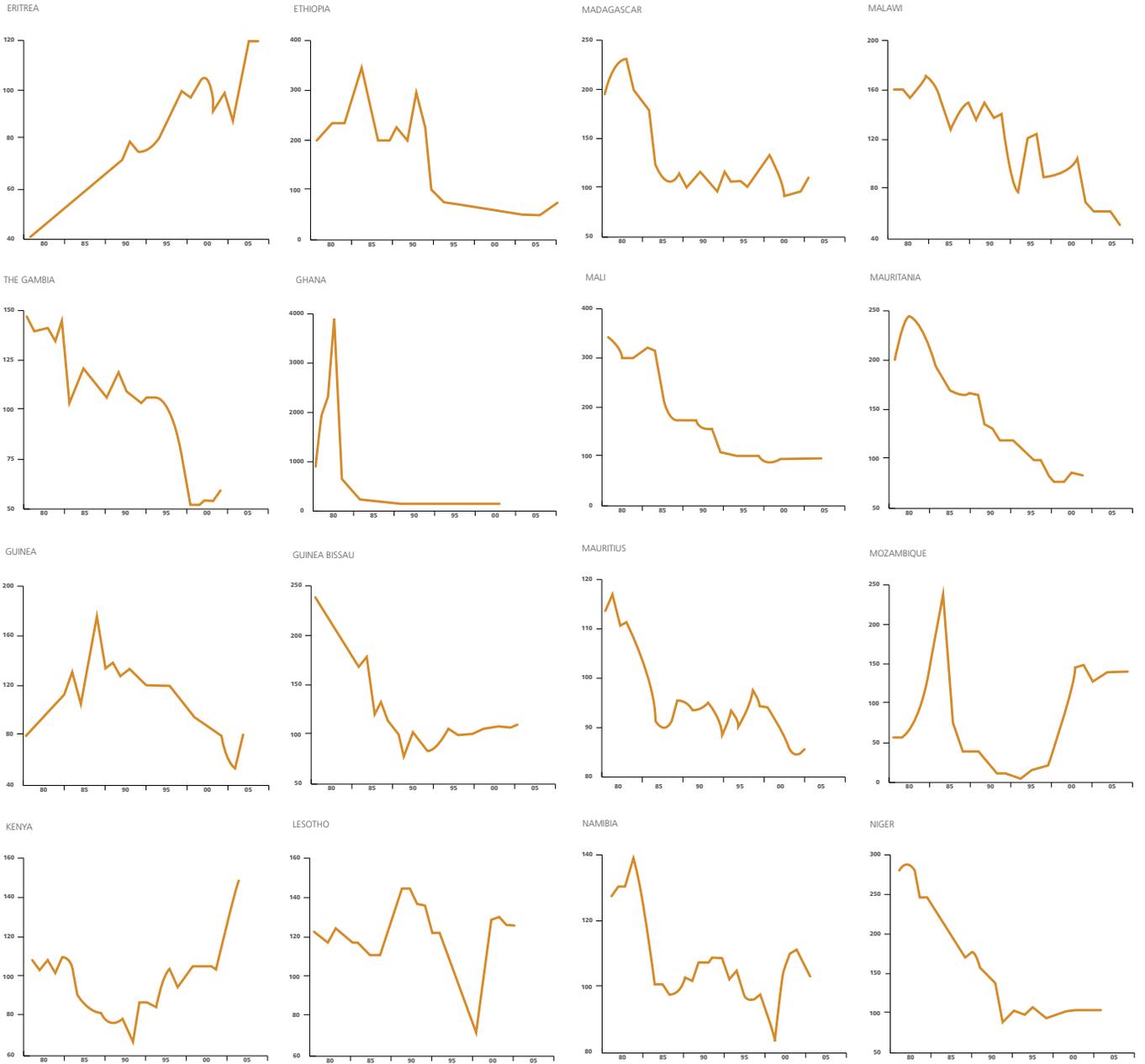
Table 8: All African Countries—Real Effective Exchange Rates (Random Effects GLS Regression), 1980-2007

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Constant	4.522* (0.000)	3.7084* (0.000)	6.3417* (0.000)	6.233* (0.000)	6.0316* (0.000)	6.0239* (0.000)	5.902 (0.000)
Log. Productivity Indicator	0.0200* (0.100)	0.0156 (0.200)	0.0322* (0.007)	0.0286* (0.017)	0.0309* (0.010)	0.0315* (0.009)	0.0326* (0.007)
Log. Terms of Trade Index		0.1850* (0.000)	0.1320* (0.000)	0.1225* (0.000)	0.1291* (0.000)	0.1445* (0.000)	0.1405* (0.000)
Log. Openness			-0.6209* (0.000)	-0.6515* (0.000)	0.6381 (0.000)	-0.6643* (0.000)	-0.6369* (0.000)
Log. Crude Oil Price				0.0993* (0.000)	0.1208* (0.000)	0.1252* (0.000)	0.1336* (0.000)
Fiscal Balance (%GDP)					-0.0054* (0.000)	-0.0042* (0.000)	-0.0034* (0.000)
Current Account (%GDP)						-0.0045* (0.000)	-0.00627* (0.000)
Log. FDI(%GDP)							-0.0071 (0.200)
$\rho$	0.2812	0.2898	0.3518	0.3806	0.3889	0.3947	0.4032

Notes: The figures in parenthesis are p-values. A star (\*) indicates statistical significance of the estimates at the 5-percent level.

Figure 4 - Panel 1: Non-Oil Exporting African Countries—Real Effective Exchange Rates, 1980-2007







Source: IMF and authors estimates

Figure 5 -Panel 2: Oil Exporting African Countries—Real Effective Exchange Rates, 1980-2007

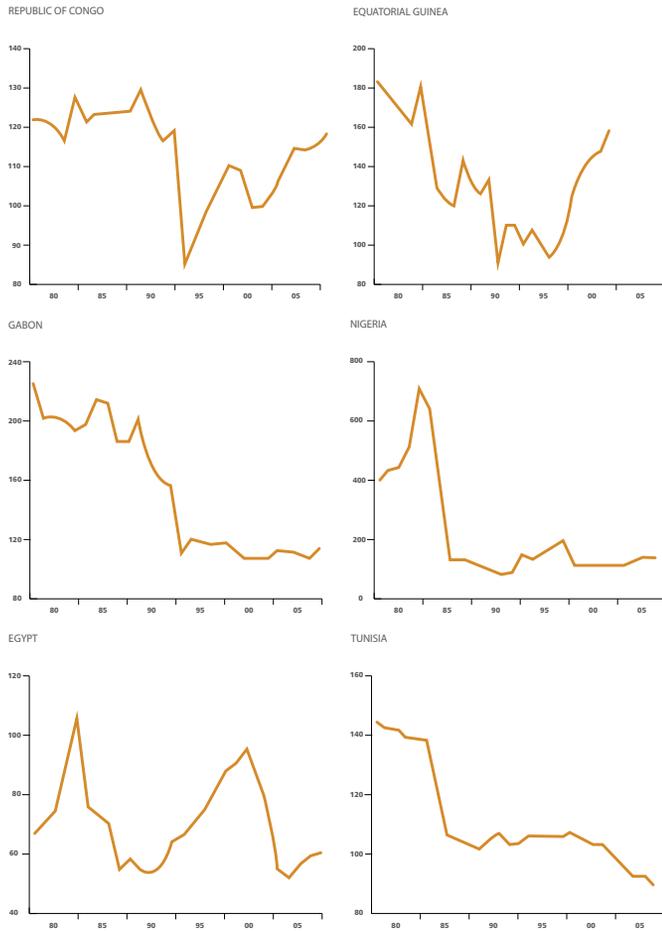
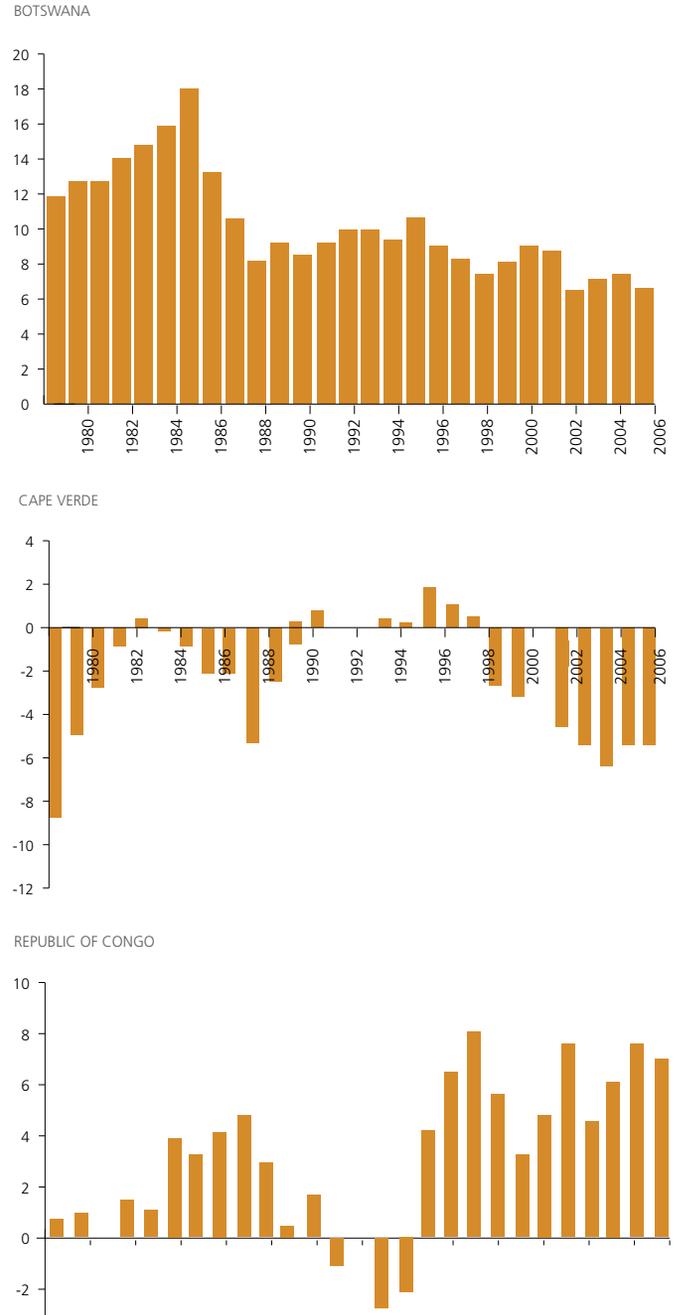
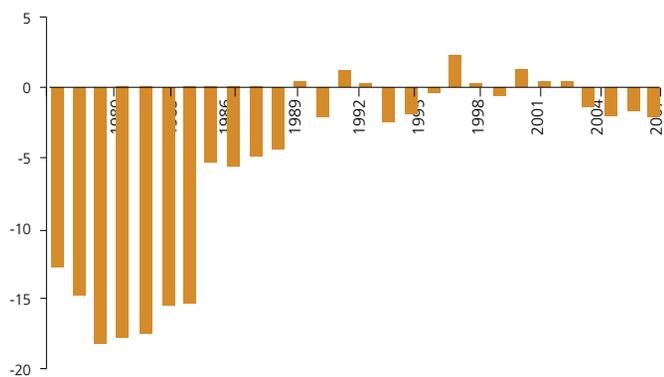


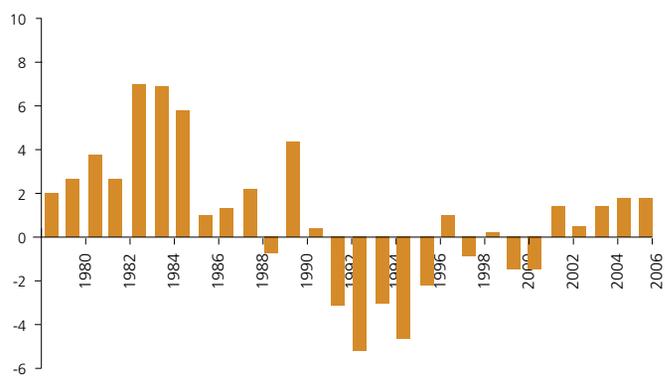
Figure 6: Panel 3 Selected African Counties Estimated REER Misalignments, 1980-2007



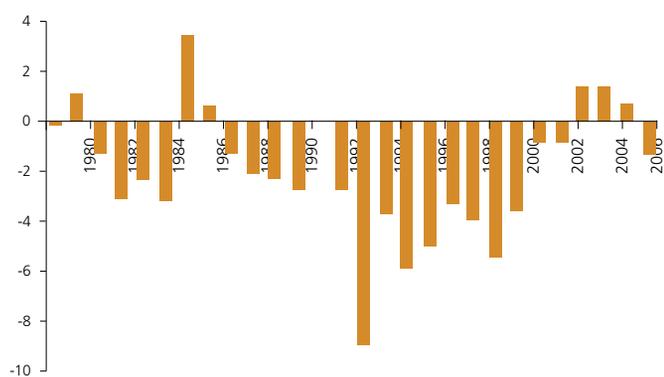
DJIBOUTI



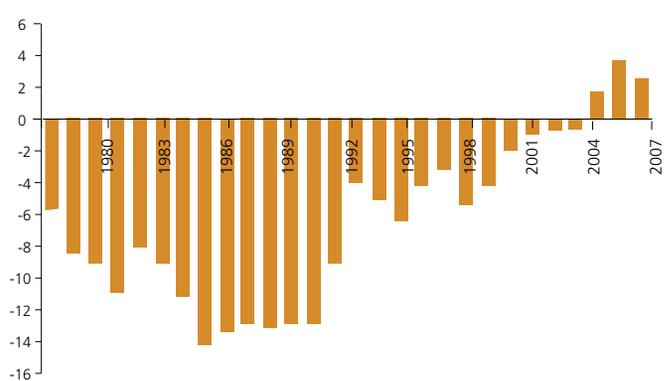
ETHIOPIA



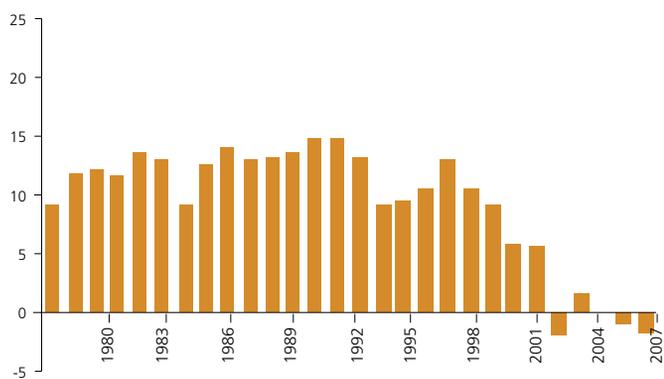
COTE D'IVOIRE



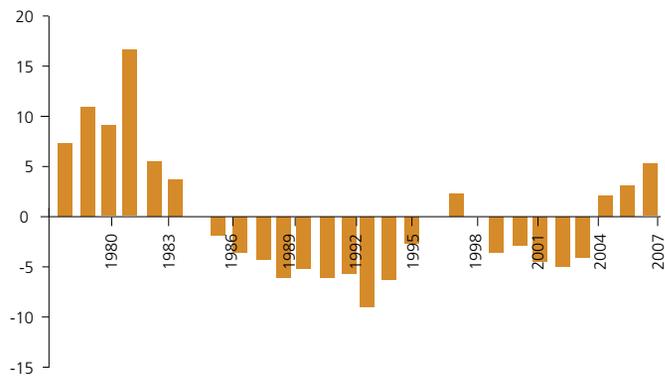
KENYA



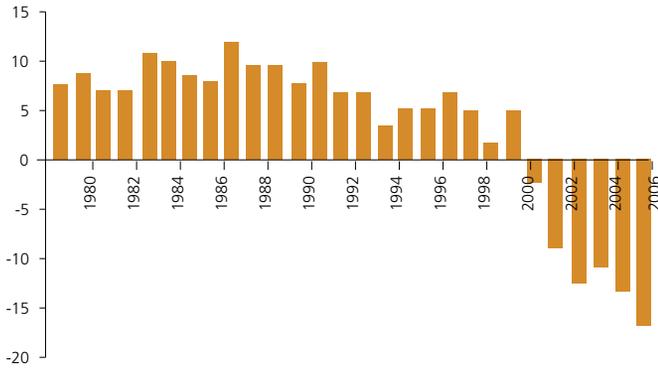
THE GAMBIA



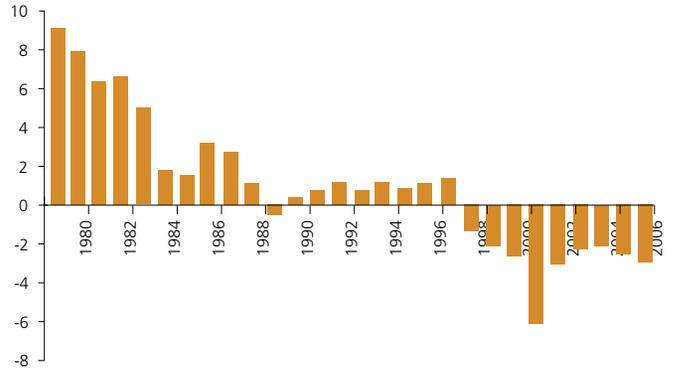
GHANA



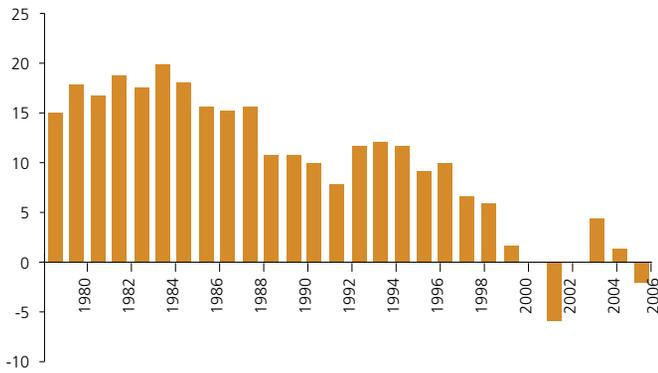
MALAWI



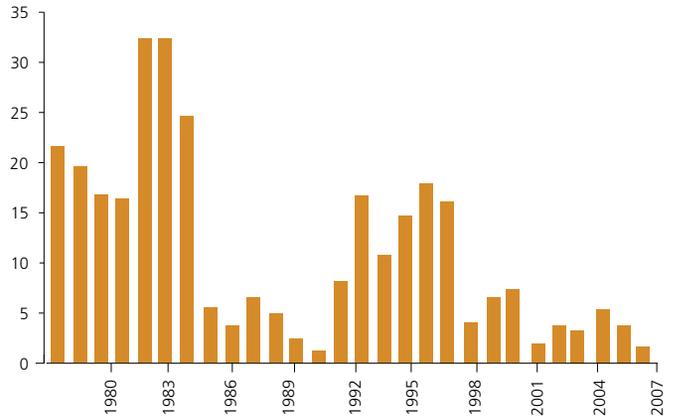
SOUTH AFRICA



MAURITANIA



NIGERIA



MALI

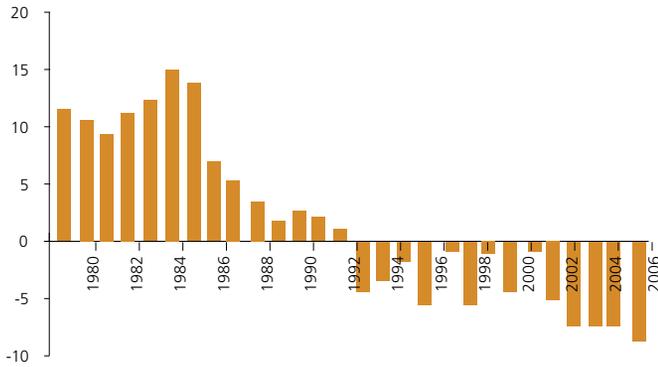
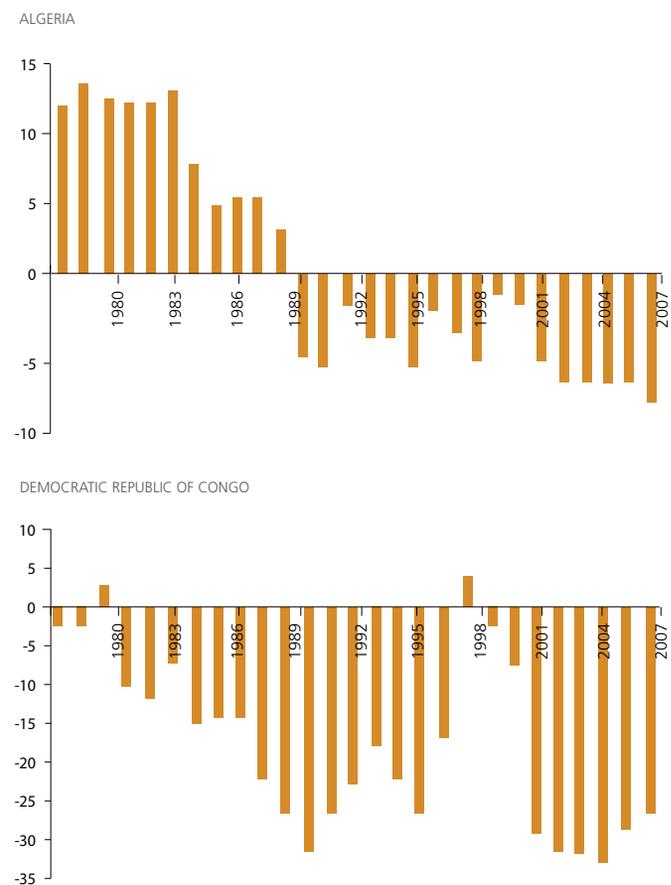
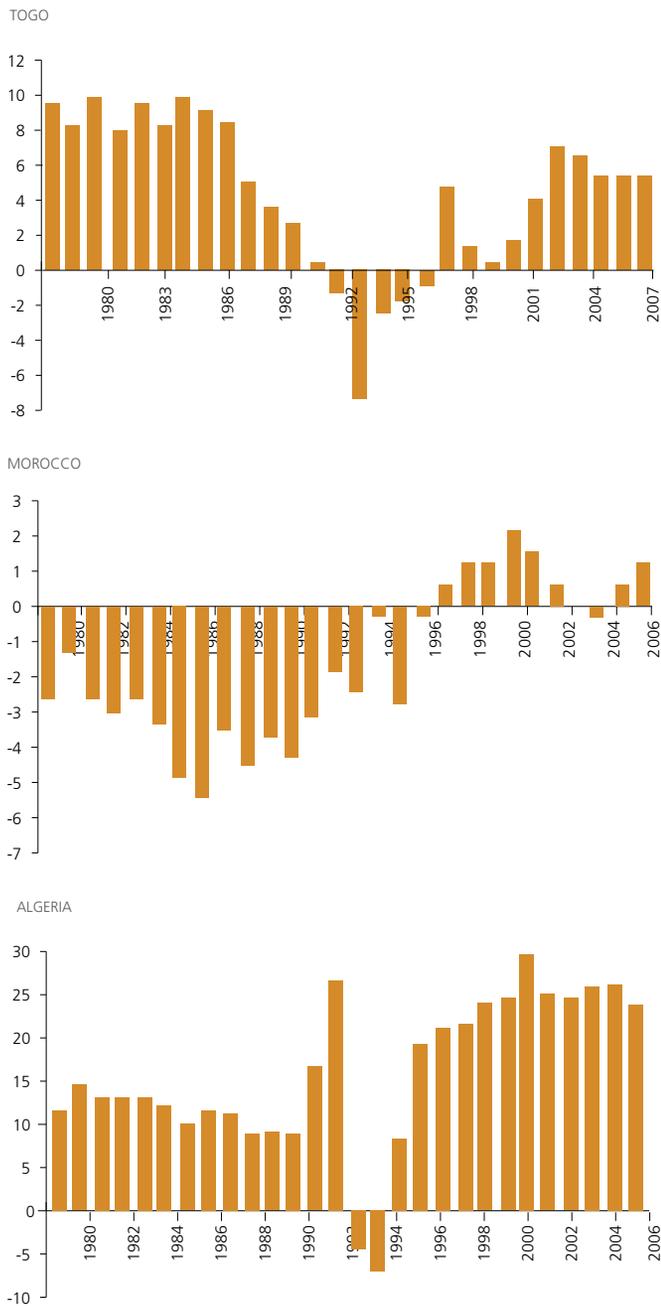
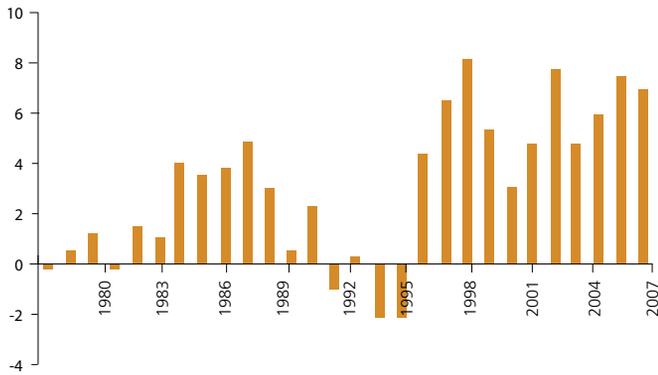


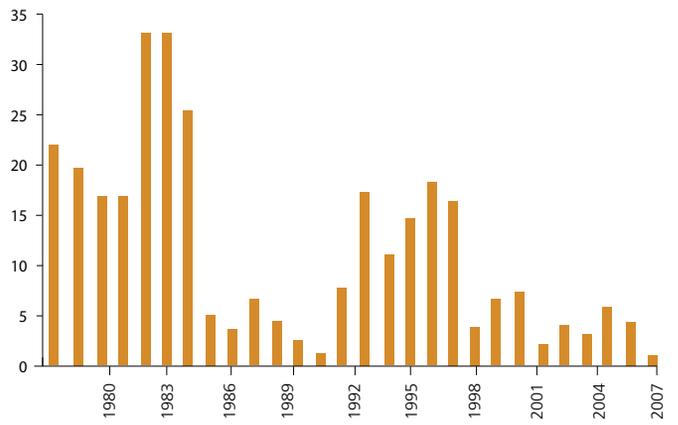
Figure 7: Panel 4 Oil-Exporting African Countries- Estimated misalignments, 1980-2007



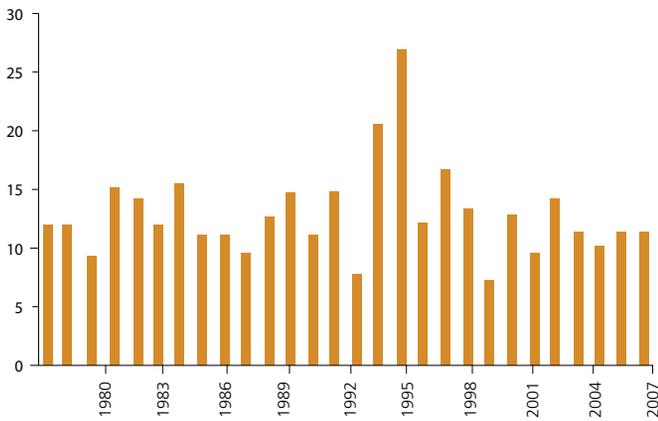
REPUBLIC OF CONGO



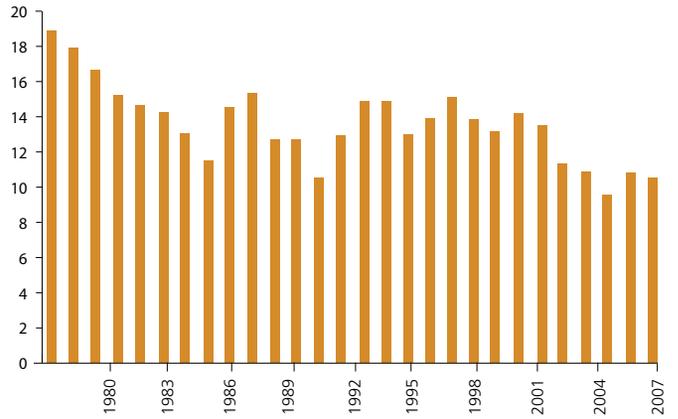
NIGERIA



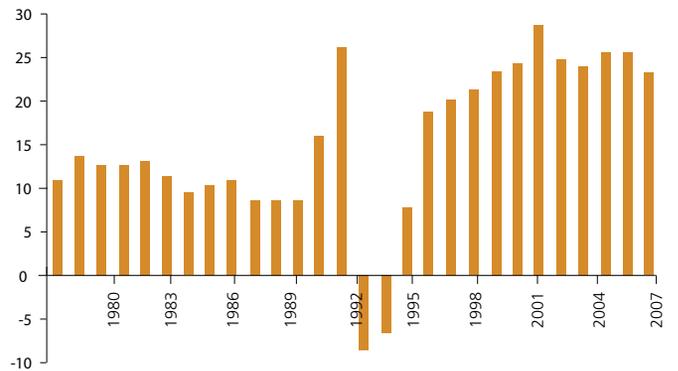
EQUATORIAL GUINEA



TUNISIA



ANGOLA



# End Note

- 1 Choudhri, Ehsan U; and Khan, Mohsin S (2005), Real Exchange Rates in Developing Countries: Are Balassa-Samuelson Effects Present?, *IMF Staff Papers* Vol. 52, No.3
- 2 According to the World Bank's Doing Business 2009 report, African economies have implemented more Doing Business reforms in 2007/08 than in any previous year, and that 3 out of the top 10 reformers in the world are African (Senegal, Burkina Faso and Botswana). Three post-conflict countries— Liberia, Rwanda and Sierra Leone—are reforming fast too (figure 1.3). Mauritius, the country with the region's most favorable business regulations, continues to reform, and this year joins the top 25 on the ease of doing business. This notwithstanding, the average rank in Sub Saharan Africa was 138 compared to 111 in South Asia and 90 in the Middle East and North African region. Latin America recorded an average rank of 92 and the East Asia and Pacific region recorded 81. Eastern Europe and Central Asia recorded 76 and the OECD recorded 27. This shows that most Sub-Saharan African countries in particular, still have a lot to do in order to enhance their environments for business and scale up competitiveness.
- 3 Defined as the exchange rate that is expected to generate a current account surplus or deficit equal to the underlying capital flow over the cycle, given that the country is pursuing internal balance as best as it can and not restricting trade for balance of payments reasons.
- 4 This assumes target values for the macroeconomic objectives such as targeted current account surplus for each country.
- 5 This relies on observed long-run relationships between the real exchange rate and a set of long run and medium run economic fundamentals that are derived from the determinants of saving, investment, and the current account – and a set of transitory factors affecting the real exchange rate in the short run.
- 6 NATREX is the exchange rate that permits the attainment of both internal and external equilibrium.
- 7 Irrespective of nominal exchange rate arrangements, the real exchange rate always floats, either through nominal exchange rate adjustment or price changes. However, since prices and wages tend to be sticky, the adjustment of real exchange rates towards long-run equilibrium tends to take time, particularly in cases where the nominal exchange does cannot adjust.
- 8 Taking the foreign price of domestic currency as the nominal exchange rate
- 9 The weights are based on the trade weights used by the IMF.
- 10 Alternated with the terms of trade index
- 11 An improvement in the terms of trade increases the real wage, since this enables labor to be transferred from the importables and nontraded sectors to the expanding exportable sector. Thus, the nontraded goods sector declines subsequent to a terms of trade improvement.
- 12 This is due to an income effect arising from the higher relative price of the exportables and an output effect arising from the absorption in the exportable sector of labor released by the nontraded-goods sector.
- 13 See Baltagi (2003) for details.
- 14 Exploring integration and cointegration on panel data has a number of advantages. In the first place, these address the problem of finite time series data, and panel techniques are shown to be more powerful than normal tests on time series data. Finally, the inter-individual information exploited reduces the possibility of having an artificial regression (Banerjee, 1999).
- 15 See appendix.
- 16 Hank, Christoph (2006), Mixed Signals Among Panel Cointegration Tests. *Unpublished*.
- 17 An increase in terms of trade leads to an increase in national revenue and therefore in spending, which leads to a real exchange rate appreciation. On the other hand, the increase in national revenue could generate a substitution effect that would lead to a real depreciation.

# Détermination du Régime de Change Optimal du Franc CFA

Par Dr. Arsène Richmond KAHO, BNETD, Côte d'Ivoire

# Contents

**38**

RESUME ET  
RECOMMANDATIONS

**39**

LA QUESTION DU CADRE  
INSTITUTIONNELLE DE GESTION  
DU REGIME DE CHANGE

**40**

LA QUESTION DU CHOIX DU  
REGIME DE CHANGE

**43**

LA DETERMINATION DU REGIME  
DE CHANGE OPTIMAL DU  
FRANC CFA

**50**

BIBLIOGRAPHIE

## RESUME ET RECOMMANDATIONS

*La détermination du mode de gestion optimale d'un régime de change soulève plusieurs questions fondamentales parmi lesquelles deux ont retenu notre attention dans la perspective de l'instauration de la monnaie unique africaine. Il s'agit d'une part de la question liée à la définition du cadre institutionnel de gestion monétaire et, d'autre part, du problème du choix du régime de change à adopter. L'objectif de cet article se décline ainsi en deux volets*

- i. identifier l'arrangement institutionnel susceptible d'améliorer et de rendre crédible la gestion monétaire du franc CFA
- ii. déterminer, à l'aide d'un modèle macroéconomique simple, le régime de change optimal de la monnaie unique de l'Union économique et monétaire Ouest africaine (UEMOA).

Depuis Mundell (1963) et Fleming (1962), il est convenu que la viabilité d'un régime de change fixe dépend de la cohérence de la politique monétaire poursuivie par rapport aux contraintes qu'il impose mais, également, de la crédibilité des autorités responsables de celle-ci. Cependant, la question du cadre institutionnelle de gestion de la politique monétaire en général et de celle du régime de change en particulier, permettant d'assurer la crédibilité indispensable de l'autorité monétaire demeure un sujet de controverse dans la littérature économique. Néanmoins, il existe un large consensus sur certains aspects des caractères institutionnels que devraient revêtir l'autorité responsable de la conduite de la politique monétaire afin de favoriser une stabilité des prix, une compétitivité externe et une croissance soutenue de l'économie. Il s'agit notamment de:

- i. l'autonomie de la banque centrale
- ii. la transparence de la gestion monétaire mise en œuvre
- iii. la nécessité de rendre compte de la politique monétaire conduite, autrement dit, de la responsabilité de l'autorité monétaire.

Dans le cas de la Banque centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO), s'il est avéré que la réforme institutionnelle engagée depuis 2000 permet d'envisager une autonomie

de l'autorité monétaire par rapport à la sphère politique, il demeure cependant que les deux autres principes fondamentaux de gestion monétaire optimale ne sont pas encore satisfaits. Des efforts supplémentaires restent donc à être fournis dans ce sens en vue d'accroître la crédibilité de l'institut d'émission régional.

Cette étude vise par ailleurs à identifier la stratégie optimale de gestion du taux de change du franc CFA par la détermination du régime de change optimal de la monnaie des huit Etats membres de l'UEMOA. Cependant, compte tenu des contraintes liées à la disponibilité de statistiques pour l'ensemble des économies de l'espace UEMOA, seules les données macroéconomiques de la Côte d'Ivoire ont été utilisées pour la réalisation des estimations et des applications numériques conduisant à la dérivation du régime de change optimal du franc CFA.

La démarche méthodologique adoptée s'inscrit dans le cadre analytique élaboré par Flood et Hodrick (1986), tout en l'élargissant par la prise en compte notamment de l'effet de l'accroissement du stock de la dette publique extérieure sur l'offre domestique de monnaie. Celle-ci définit le régime de change optimal d'une monnaie comme étant celui qui minimise la variance du PIB réel autour de son niveau potentiel sous l'effet de divers chocs économiques. Le modèle développé suggère que le régime optimal du franc CFA serait le système de changes fixes – tel que pratiqué actuellement par les autorités monétaires de cet espace.

Il ressort de cette étude les deux principales recommandations suivantes

- i. Mettre en place un cadre de gestion monétaire qui garantisse
  - l'autonomie de la banque centrale
  - la transparence de la gestion monétaire
  - la responsabilité démocratique de l'autorité monétaire.
- ii. Le régime de change optimal à adopter étant tributaire de la nature et de l'ampleur des chocs qui affectent l'activité économique, il importe de doter l'autorité monétaire des instruments nécessaires à leur estimation et prévision.

## LA QUESTION DU CADRE INSTITUTIONNELLE DE GESTION DU REGIME DE CHANGE

Depuis Mundell (1963) et Fleming (1962), il est convenu que la viabilité d'un régime de change fixe dépend de la cohérence de la politique monétaire poursuivie mais également de la crédibilité des autorités responsables de celle-ci. Dans le cas de la Côte d'Ivoire, la conduite opérationnelle de la politique monétaire incombe à la BCEAO. La question du cadre institutionnelle de gestion de la politique monétaire en général et de celle du taux de change en particulier demeure un sujet de controverse dans la littérature économique. Néanmoins, il existe un consensus sur certains aspects des caractères institutionnels des autorités responsables de la politique monétaire favorisant la stabilité des prix, la compétitivité externe et la croissance économique. Il s'agit en particulier de l'autonomie, de la nécessité de rendre compte de la politique et de la transparence de la gestion de la banque centrale.

En principe, il revient naturellement au gouvernement la responsabilité de la conduite de la politique monétaire et de change. Cependant, celui-ci est souvent contraint d'opérer des choix entre des objectifs économiques qui peuvent s'avérer rivaux à court terme. Même s'il s'engage à réaliser la stabilité des prix, compte tenu de la nature discrétionnaire des décisions qu'il adopte, les agents économiques privés rationnels savent que le gouvernement peut renoncer à son engagement de façon opportuniste – pour des raisons électoralistes par exemple. Aussi, pour ce prémunir contre cette possible incohérence intertemporelle de la politique économique du gouvernement – décrite par Kydland et Prescott (1977) –, ils exigent de ce dernier une prime de risque plus élevée en terme de taux d'intérêt et formulent des anticipations qui produisent un biais inflationniste.

La délégation de l'autorité gouvernementale à une banque centrale autonome, dans le domaine de la conduite de la politique monétaire et de change, vise à renforcer la crédibilité de l'autorité d'émission et par voie de conséquence à supprimer le biais d'inflation. La crédibilité accrue induite par l'autonomie de la banque centrale est d'autant plus renforcée lorsque celle-ci est dirigée par

un banquier central à la Rogoff (1985) qui se distingue par une aversion à l'inflation plus grande que celle de la collectivité. De façon alternative, dans la même perspective, il est possible d'appliquer le principe de Walsh (1995) et Persson-Tabellini (1993) en soumettant aux dirigeants de la banque centrale, des contrats d'incitation qui intègrent des sanctions en fonction du biais inflationniste de leur politique.

Il existe plusieurs formes possibles d'autonomie concédée à la banque centrale. On distingue principalement

- i. l'autonomie dans la fixation de l'objectif
- ii. l'autonomie dans la détermination de la cible,
- iii. l'autonomie dans le choix des instruments de politique économique
- iv. et l'autonomie restreinte.

L'autonomie attachée à la question de la fixation de l'objectif de politique économique se traduit par la responsabilité conférée à la banque centrale de formuler et conduire la politique monétaire et de choisir le type de régime change du pays<sup>1</sup>. Cette forme d'autonomie, la plus large qu'il soit possible d'octroyer à une banque centrale, lui permet d'opérer une hiérarchisation de ses priorités entre plusieurs objectifs rivaux de politique économique<sup>2</sup>.

Concernant l'autonomie dont dispose l'autorité d'émission de la monnaie centrale dans la fixation de sa cible de politique économique, elle diffère de l'autonomie d'objectif essentiellement en ce que l'objectif ciblé est unique et inscrit dans le cadre d'une loi. Il en est ainsi de l'exemple de la Banque Centrale Européenne (BCE) dont l'unique objectif statutaire consiste en la stabilité des prix<sup>3</sup>. En début d'exercice, la BCE formule ainsi de façon pratique cet objectif en terme de cible, c'est-à-dire de niveau de taux d'inflation à atteindre ou d'intervalle à l'intérieur duquel celui-ci doit se situer en fin d'exercice.

Dans le cas de la l'autonomie d'instrument, le gouvernement ou l'assemblée nationale détermine, éventuellement sur la base des recommandations ou conseils de la banque centrale, la politique monétaire et de change ainsi que ses cibles. Il revient alors à l'autorité monétaire de choisir les

instruments de politique monétaire et de change qu'elle estime les mieux adaptés à la réalisation des objectifs et cibles à elle assignés. Les banques centrales de Nouvelle Zélande et d'Angleterre (depuis 1997), entre autres, sont dotés de cette forme d'autonomie.

Enfin, pour ce qui est de l'autonomie restreinte, elle se traduit par le fait que le gouvernement seul fournit l'orientation de la politique monétaire et de change ainsi que de ses cibles mais en plus il peut intervenir dans la conduite opérationnelle de celle-ci par la banque centrale. Cette situation de restriction de l'autonomie de l'autorité monétaire s'observe en général dans les pays en développement.

L'autonomie dans la détermination de l'objectif ou de la cible de politique monétaire et de change représentent les formes les plus approfondies d'indépendance accordée aux banques centrales, elles posent de ce fait la problème de la responsabilité<sup>4</sup> de ces dernières quant aux arbitrages opérés et aux résultats obtenus par leur gestion. Dans la pratique générale, le degré d'autonomie accordée à une banque centrale doit modeler le type institutionnel et l'intensité du contrôle de sa responsabilité. Ainsi, plus l'autorité monétaire est autonome, plus rigoureuses doivent être les dispositions publiques de supervision de sa responsabilité<sup>5</sup>.

La définition d'un objectif unique ou une formulation précise de l'objectif prioritaire assigné à la banque centrale constitue une condition nécessaire pour la délégation à cette dernière de l'autorité gouvernementale en ce qui concerne la conduite de la politique monétaire et de change. Cette démarche permet en particulier d'évaluer l'effet des mesures de gestion monétaire et de change de la banque centrale et de la rendre comptable des résultats réalisés. En revanche, des objectifs peu clairs ou multiples peuvent entraver son efficacité et diluer sa responsabilité.

Dans le prolongement du traitement de la question de la responsabilité de la banque centrale en liaison avec les résultats de politique monétaire et de change réalisés, le thème de la transparence de la gestion de l'autorité monétaire constitue une préoccupation, aujourd'hui, aussi importante que – et indissociée de – celle de l'autonomie<sup>6</sup>.

Il est à ce propos globalement possible de distinguer deux approches de la transparence dans la littérature. La première approche définit la transparence comme l'ensemble des activités de production d'information de la banque centrale sur sa propre gestion de la politique monétaire et de change<sup>7</sup>. Quant à la seconde conception, plus large, elle intègre la compréhension des agents économiques des décisions prises par la banque centrale ainsi que de ses motivations<sup>8</sup>. La transparence apparaît ainsi comme une condition préalable de l'exercice du contrôle de la responsabilité de la banque centrale dans le cadre des objectifs qui lui ont été assignés ou qu'elle-même s'est donnée.

## LA QUESTION DU CHOIX DU REGIME DE CHANGE

Le premier – et le principal – traitement de la question du choix du régime de change pour un pays, a consisté à identifier les avantages en termes de politique économique des différents types d'arrangement monétaire. L'ensemble des analyses de cette question repose sur la théorie du régime de change optimal initialement développée par Mundell (1961) et Poole (1970). Le régime optimal était alors défini comme celui qui produit la plus petite variance de la production autour de son niveau de plein emploi. Ainsi, pour une économie principalement soumise à des chocs de types nominaux (tels que des chocs de demande ou d'offre de monnaie) il était optimal d'adopter un régime de change fixe. En revanche, un système de changes flottant était préférable lorsque l'économie nationale est essentiellement affectée par des perturbations de types réels (telles que les chocs de productivité ou de termes de l'échange).

Aujourd'hui cependant, il existe un débat (aussi bien au niveau théorique qu'empirique) relatif à l'impact des différents régimes de change sur la croissance économique – tant en termes de volatilité que de rythme d'évolution. Il oppose, à cet égard, les tenants de l'adoption de régimes de change fixe aux partisans des systèmes flottants. De ceux qui préconisent la fixité des changes, Dornbusch (2001) affirme que le faible niveau d'inflation associé à ce type de système est susceptible de produire une réduction des taux d'intérêts et du degré d'incertitude des

agents économiques et par conséquent d'entraîner une accélération de l'investissement et de l'activité. De même, un pays qui fixe sa monnaie, sous la forme d'un *currency board*, à celle de son principal partenaire au commerce, devrait profiter de la baisse induite des coûts de transaction par un accroissement de ses échanges avec ce dernier. Frankel et Rose (2002) soulignent qu'une telle expansion du commerce, dans le contexte d'un régime de change fixe, en élargissant le degré d'ouverture de l'économie nationale, est susceptible d'entraîner une accélération de la croissance.

S'agissant des défenseurs du principe de flexibilité des changes, ils insistent sur l'opportunité qu'il offre, dans un contexte de rigidité des prix, d'une rapide réallocation des ressources à la suite d'un choc réel (Levy-Yeyati et Sturzenegger, 2003). De plus, Broda (2001) montre que les chocs des termes de l'échange sont amplifiés dans les pays ayant adoptés des régimes de change fixe. Tout en attestant ce dernier résultat, Edwards et Levy-Yeyati (2003) soutiennent que l'incapacité des systèmes de changes fixes à absorber les chocs des termes de l'échange induit pour les économies ayant opté ces régimes des taux de croissance plus faibles. Enfin, Calvo (1999) souligne le fait que la nécessité de défendre la parité fixée de la monnaie, à la suite de chocs réels, occasionne généralement une hausse des taux d'intérêts et un ralentissement de l'activité économique.

L'étude des avantages comparatifs des différents régimes de change s'est aussi développée en relation avec d'autres préoccupations telles que, la possibilité de la conduite d'une politique monétaire nationale autonome, la maîtrise de l'inflation (surtout de celle à deux chiffres), la stabilisation du taux de change effectif réel autour de son niveau d'équilibre, le recours aux crédits extérieurs en devises du secteur financier privé, la disponibilité de réserves de change suffisantes et l'existence d'un prêteur en dernier ressort en cas de crise financière.

L'insularisation de la politique monétaire nationale constitue l'un des principaux avantages reconnus aux régimes de change flexible. En revanche, les régimes de change fixe n'offre qu'une très faible marge de conduite autonome

de la politique monétaire nationale. En effet, dans un tel régime, les taux d'intérêt domestiques sont déterminés par les conditions du marché monétaire du pays dont la monnaie sert de référence. Cependant, même si les régimes de change flexible offrent la possibilité d'orientation de la politique monétaire sur des objectifs purement intérieurs, il n'est pas certain que les autorités monétaires – en particulier dans les pays en développement – disposent réellement de la capacité de conduire une politique monétaire autonome. En effet, pour une banque centrale qui ne possède aucune crédibilité en matière de lutte contre l'inflation, il existe une forte probabilité que ses mesures contra-cycliques demeurent inefficaces dans ce cas particulier, toute politique monétaire expansionniste devrait aboutir à une hausse des taux d'intérêt et/ou une accélération de l'inflation.

L'un des principaux domaines de préoccupation où il est généralement admis une supériorité du régime de change fixe, concerne celui de la stabilisation des prix. En effet, ce régime exerce, selon Giavazzi et Pagano (1988)<sup>9</sup> et Dornbusch (2001), une contrainte sur les responsables de la politique monétaire susceptible d'accroître leur crédibilité et donc leur efficacité dans la lutte contre l'inflation. Dans cette perspective, pour les pays soumis à une inflation galopante, plus la fixité du système des changes est stricte<sup>10</sup>, plus vite la crédibilité des autorités monétaires est rétablie<sup>11</sup>. A l'inverse, s'agissant du régime de change flexible, bien qu'il autorise la mise en œuvre de politiques monétaires discrétionnaires permettant d'amortir les chocs réels qui affectent l'économie nationale, il n'offre qu'un faible ancrage nominal de ces politiques, insuffisant pour lutter efficacement contre l'inflation<sup>12</sup>.

La thèse selon laquelle les systèmes de change fixe favorisent une maîtrise de l'inflation est cependant, depuis peu, soumise à caution. En effet, dans le cas des pays développés, la crédibilité de la politique monétaire – facteur indispensable pour assurer l'efficacité des mesures de lutte contre l'inflation – peut être réalisée autrement que par la fixation du taux de change nominal. Quant aux économies émergentes, dont l'intégration aux marchés internationaux des capitaux s'accélère, le maintien d'un régime fixe impose une importante couverture de la base

monétaire par des devises et par conséquent une plus grande exposition aux attaques spéculatives. Dans ce contexte, les gains de crédibilité du taux de change fixe comme instrument d'ancrage nominal sont plus réduits que pour les pays dont les marchés financiers sont en retrait des marchés internationaux<sup>13</sup>. De surcroît, Tornell et Velasco (2000) soutiennent même que l'avantage des régimes de change fixe dans le domaine de la lutte contre l'inflation n'est qu'illusoire plutôt que d'exercer une contrainte sur l'action du gouvernement, un tel régime pourrait l'inciter à court terme à produire des déficits budgétaires pour accélérer la croissance économique. En définitive, selon ces auteurs, aucun régime de change ne peut se substituer à des politiques macroéconomiques saines. Enfin, le fait que plusieurs économies émergentes ou en développement aient connu une stabilité des prix avec des systèmes de change flottant démontre que les avantages de la maîtrise de l'inflation ne sont pas uniquement réservés aux régimes de change fixe<sup>14</sup>.

L'un des enjeux qui oriente le choix du régime de change, en particulier pour les petites économies ouvertes au commerce international, porte sur la minimisation des déviations du taux de change réel par rapport à son niveau d'équilibre. A cet égard, l'un des dangers des régimes fixes est le maintien d'un déséquilibre durable et coûteux pour la balance des paiements – aussi longtemps que le niveau général des prix ne s'ajuste pas de manière à ramener le taux de change réel effectif au voisinage de son niveau d'équilibre. De ce point de vue, les changes flexibles possèdent l'avantage de permettre un ajustement plus rapide du taux de change réel.

Néanmoins, il reste possible d'opérer une dévaluation réelle du taux de change dans un régime qui demeure fixe par le biais de mesures fiscales. Il est possible de recourir aux taxes et subventions sur les importations et les exportations pour modifier le niveau du taux de change réel effectif. En effet, l'introduction d'une taxe uniforme sur les importations associée à une subvention de même valeur et uniforme sur les exportations équivaut à une dévaluation réelle de la monnaie nationale. De surcroît, les dévaluations induites par des mesures fiscales disposent d'un avantage particulier

sur celles résultant d'une modification de la parité nominale. Les premières, en effet, possèdent une limite supérieure déterminée par le niveau de taxation à partir duquel l'évasion fiscale devient massive les dévaluations nominales ne connaissent en revanche aucune limite et peuvent donc entraîner une accélération de l'inflation.

Enfin, l'importance de l'endettement en devises du secteur privé peut constituer l'un des facteurs déterminants du choix d'un régime de change. Il apparaît notamment que le recours, de manière prépondérante, aux crédits extérieurs en devises du secteur financier privé<sup>15</sup> représente un obstacle majeur à la soutenabilité d'un régime de change flottant. En effet, la volatilité du taux de change nominal (et réel) induit également une variabilité de la valeur en monnaie nationale de la dette des banques commerciales susceptible d'affecter la situation de leurs bilans et de déclencher une véritable crise financière<sup>16</sup>. Afin de réduire le risque d'occurrence d'une telle éventualité, les autorités de régulation du secteur bancaire peuvent imposer des mesures de gestion prudentielle visant à minimiser le risque de change par une adéquation entre les engagements et les actifs en devises des banques commerciales. Cependant, quand bien même ces dernières possèdent une couverture suffisante de leurs engagements extérieurs et que leurs actifs sont constitués de prêts en devises à des entreprises qui elles sont exposées au risque de change, l'ensemble du système financier demeure vulnérable aux fortes variations du taux de change. De ce fait, un gouvernement souhaitant adopter un régime de change flottant doit non seulement fixer des règles prudentielles relatives aux engagements en devises des banques commerciales mais au-delà, adopter des mesures permettant de décourager le développement de ces crédits extérieurs.

Au regard des analyses portant sur les différents critères de choix des régimes de change, il ressort un consensus en faveur de l'abandon des régimes de type intermédiaire et l'adoption d'une approche bipolaire, en particulier dans le cas des économies ouvertes (ou en voie d'ouverture) aux flux des capitaux internationaux. Ainsi, selon Calvo (2001), dans un contexte de volatilité des flux financiers internationaux et d'un faible niveau d'information des

participants à ces marchés, les pays émergents sont soumis à des rumeurs, des paniques et des fuites de capitaux. Les deux seules voies permettant de se prémunir contre de telles situations consistent à opter soit pour des régimes de change extrêmement rigides (voire la dollarisation) soit pour un flottement pure (sans intervention) du taux de change de la monnaie. Quant à Fischer (2001), il soutient que de manière générale, l'impossible trinité – c'est-à-dire le maintien d'un système de change fixe dans une économie soumise à une mobilité des capitaux privés et une politique monétaire consacrée à la réalisation d'objectifs de politique économique interne – constitue la principale cause de la non-viabilité des arrangements monétaires de nature intermédiaire.

## LA DETERMINATION DU REGIME DE CHANGE OPTIMAL DU FRANC CFA

### La présentation du modèle

La question de la détermination du régime de change optimal demeure, un sujet majeur et controversé de l'analyse en économie ouverte. Il existe cependant un consensus, depuis les travaux de Poole (1970), qui amène à la subordination du choix du type de régime de change, à la nature des chocs adverses qui affectent l'économie. En conséquence, la démarche méthodologique que nous adopterons dans le cas de recherche du régime optimal du franc cfa, pour la Côte d'Ivoire, s'inscrit dans ce même cadre analytique général.

En effet, depuis le début de la décennie 1980, l'économie ivoirienne a été soumise à certainement au moins trois chocs négatifs – voire probablement quatre – qui possèdent quasiment tous une origine externe. La première perturbation ayant frappé l'économie nationale, au début des années 1980, fut l'abrupte détérioration des termes de l'échange occasionnée par la chute des prix mondiaux des principaux produits d'exportation ivoiriens (le café et le cacao). Il s'en suivit peu après, dans le développement de la crise de la dette, un second choc économique de nature financière, qui s'est manifesté par la hausse des taux

d'intérêt mondiaux. De même, depuis la fin des années 1980, la Côte d'Ivoire subit régulièrement des chocs adverses dus à l'assèchement des crédits, appuis et autres aides financiers provenant des bailleurs de fonds publics bilatéraux ou d'institutions internationales multilatérales (FMI, BIRD, BAD, ...). Enfin, il est également possible – bien qu'aucune étude ne semble avoir étudié la question – que la dévaluation du FCFA en 1994 ait entraîné un choc monétaire se traduisant par un déplacement de la courbe de demande d'encaisses réelles<sup>17</sup>.

Par ailleurs, dans le cas de nombreux PED, mais aussi de plusieurs pays émergents, outre la question de l'exposition aux chocs économiques négatifs soulevée par la problématique du choix du régime de change, il se pose également celle de la dollarisation des engagements du gouvernement, tout comme ceux des banques commerciales. Dans le cas spécifique de la Côte d'Ivoire, la situation qui prévaut traduit essentiellement une dollarisation de la dette publique<sup>18</sup>.

Au regard du montant élevé de la dette publique extérieure et des transferts de ressources importants générés par son service, il apparaît nécessaire pour le gouvernement de se prémunir contre une volatilité du coût de ses engagements extérieurs. Cependant, la détermination du type de régime de change approprié pour atteindre cet objectif reste l'objet d'un débat parmi les spécialistes de l'économie internationale.

En effet, les conséquences destabilisatrices des mouvements vifs et non anticipés du taux de change réel ont conduit certains économistes (Cf. Dornbusch, 2001) à préconiser l'adoption d'un régime de change fixe pour les pays émergents ou en développement qui possèdent une économie extravertie. En revanche, d'autres auteurs (Cf. Calvo, 2001), favorables aux changes flexibles, soutiennent que la dollarisation des engagements en général demeure en grande partie, une conséquence du choix du type de régime de change. Ainsi, le fait que dans un système de parités fixes, la banque centrale s'engage à échanger à un taux prédéterminé les devises, peut susciter un risque moral et inciter le gouvernement et les entreprises (financières ou non) à contracter des dettes en monnaie étrangère. De la

sorte, sans couverture suffisante, ils s'exposent davantage aux effets des fluctuations inattendus du taux de change réel.

Dans le cas spécifique de la Côte d'Ivoire, notre étude du régime de change optimal du franc CFA s'inscrit dans le cadre analytique élaboré par Flood et Hodrick (1986). Notre approche se distingue cependant de leur démarche à plusieurs niveaux. En premier lieu, les spécifications des relations de comportement retenues dans notre modèle résultent d'un calcul d'optimisation des agents économiques et reposent donc sur des fondements microéconomiques. De plus, à la différence de Flood et Hodrick, qui n'avaient pas adopté dans leur modèle une formulation explicite du comportement du niveau général des prix, nous introduisons une équation du taux d'inflation de type NPC. Enfin, notre démarche méthodologique intègre également l'effet de l'accroissement du stock de la dette publique extérieure sur l'offre domestique de monnaie.

Aussi, le gouvernement ivoirien s'étant fortement endetté en devises auprès de divers créanciers étrangers, l'un de ses objectifs de politique économique consiste en la limitation de la volatilité des ressources devant lui permettre d'assurer ses engagements extérieurs. Cet objectif est atteint particulièrement lorsqu'il parvient à minimiser la variance du service de sa dette extérieure. Dans ce contexte, nous définissons le régime de change optimal du franc cfa, pour la Côte d'Ivoire, comme celui qui fournit la plus petite variance du service de la dette publique extérieure effectivement acquittée. Enfin, notre démarche partage la vision purement bipolaire – de Fischer (2001) notamment – des types existants de régimes de change. Aussi, le choix à opérer s'effectuera-t-il entre un régime de change fixe pure (tel que celui qui prévaut actuellement) et un système de parités flottantes excluant toute intervention de la banque centrale.

Le modèle de base qui nous servira à déterminer le régime de change du franc cfa, qui permet d'obtenir la plus petite variance du PIB réel de la Côte d'Ivoire se présente comme suit

$$y_t = \chi_0 + \chi_1 E_t y_{t+1} + \chi_2 (R_t - E_t \pi_{t+1}) + \chi_3 (E_t x_{t+1} - x_t) + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

$$\pi_t = \varphi_0 + \varphi_1 (y_t - \bar{y}) + \varphi_2 (s_t - \bar{s} + p_t^* - \bar{p}^*) + \varphi_3 E_t \pi_{t+1} + \varphi_4 \pi_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (2)$$

$$m_t^d = \phi_0 + \phi_1 y_t + \phi_2 R_t + \phi_3 x_t + \phi_4 E_t \pi_{t+1} + \varepsilon_{3t} \quad (3)$$

$$R_t - E_t \pi_{t+1} = R_t^* - E_t \pi_{t+1}^* + E_t x_{t+1} - x_t \quad (4)$$

$$R_t^* = R^* + \varepsilon_{4t} \quad (5)$$

$$m_t^s = \omega b_t + (1 - \omega)(s_t + f_t) \quad (6)$$

$$b_t = b_{t-1} + \mu. \quad (7)$$

Toutes les variables de ce modèle sont exprimées en logarithme népérien à l'exception des taux d'intérêt nationaux et mondiaux ainsi que du taux d'inflation. Les termes  $\varepsilon_{it}$  pour  $i = 1, 2, 3, 4$  représentent des résidus aléatoires distribués normalement de moyennes nulles et ayant des variances respectives égales à  $V(\varepsilon_{it}) = \sigma_{\varepsilon_i}^2$ .

Les expressions (1) et (2) représentent respectivement les équations des courbes IS et de Phillips inspirées de la démarche de la Nouvelle économie keynésienne dont la dérivation a été effectuée au Chapitre II. Ainsi, selon (1), le niveau courant du PIB réel est essentiellement fonction des anticipations le concernant à la période suivante ( $E_t y_{t+1}$ ), du taux d'intérêt réel ( $R_t - E_t \pi_{t+1}$ ) et du taux de dépréciation réel anticipé de la monnaie nationale ( $E_t x_{t+1} - x_t$ ). S'agissant du taux d'inflation courant, son évolution dépend de son niveau retardé d'une période ( $\pi_{t-1}$ ) et de son anticipation à la période suivante ( $E_t \pi_{t+1}$ ) ainsi que de la déviation courante du PIB par rapport à son niveau de plein emploi ( $y_t - \bar{y}$ ), de même que de celle des prix mondiaux (exprimés en monnaie nationale) par rapport à leur niveau de long terme ( $s_t - \bar{s} + p_t^* - \bar{p}^*$ ).

Quant à l'équation (3), elle retrace le comportement de la demande réelle de monnaie (également dérivée dans le Chapitre II). Celui-ci est déterminé par le niveau courant du PIB réel, du taux d'intérêt nominal domestique ( $R_t$ ), du taux

de change effectif réel de la monnaie nationale ( $x_t$ ) et du taux d'inflation anticipé d'une période.

Pour ce qui est de l'expression (4), elle indique la condition d'équilibre sur le marché des changes, entre la demande et l'offre de devises contre la monnaie nationale. Il s'agit en fait de la condition de parité non couverte réelle qui établit l'égalité entre la rémunération des actifs monétaires exprimés en monnaie nationale et celle des actifs libellés en devises.

Concernant l'équation (5), elle décrit le comportement du taux d'intérêt mondial ( $R_t^*$ ). Celui-ci fluctue autour de son niveau de long terme ( $R^*$ ) selon le sens et l'ampleur des chocs exogènes qui affectent ce dernier.

Quant à l'équation (6), elle décrit l'évolution de l'offre de monnaie comme une fonction de l'offre domestique courante de crédit ( $b_t$ ) et du niveau courant des réserves de change exprimés en monnaie nationale ( $s_t + f_t$ ).

Enfin, l'expression (7) indique que le volume des crédits domestiques croît au taux constant  $\mu$ .

### La Dérivation du régime de change optimal du FCFA

L'introduction de (4) dans (1) donne

$$y_t = \chi_0 + \chi_1 E_t y_{t+1} + \chi_2 (R_t^* - E_t \pi_{t+1}^* + E_t x_{t+1} - x_t) + \chi_3 (E_t x_{t+1} - x_t) + \varepsilon_{1t} \quad (8).$$

Puis en posant (5) dans (8), on obtient

$$y_t = \chi_0 + \chi_1 E_t y_{t+1} + (\chi_2 + \chi_3) (E_t x_{t+1} - x_t) - \chi_2 E_t \pi_{t+1}^* + \chi_2 R^* + \chi_2 \varepsilon_{4t} + \varepsilon_{1t} \quad (9).$$

De plus, sachant que  $x_t = s_t + p_t^* - p_t$ , on a

$$E_t x_{t+1} - x_t = E_t s_{t+1} - s_t + E_t \pi_{t+1}^* - E_t \pi_{t+1} \quad (10).$$

L'équation (9) devient alors

$$y_t = \chi_0 + \chi_1 E_t y_{t+1} + \chi_3 E_t \pi_{t+1}^* - (\chi_2 + \chi_3) E_t \pi_{t+1} + (\chi_2 + \chi_3) E_t s_{t+1} - (\chi_2 + \chi_3) s_t + \chi_2 R^* + \chi_2 \varepsilon_{4t} + \varepsilon_{1t} \quad (11).$$

De plus, de (2) on sait que

$$E_t \pi_{t+1} = \varphi_0 + \varphi_1 (E_t y_{t+1} - \bar{y}) + \varphi_2 (E_t s_{t+1} - \bar{s} + E_t p_{t+1}^* - \bar{p}^*) + \varphi_3 E_t \pi_{t+1} + \varphi_4 \pi_t \quad (12)$$

d'où

$$E_t \pi_{t+1} = \varphi_0 + \varphi_1 (E_t y_{t+1} - \bar{y}) + \varphi_2 (E_t s_{t+1} - \bar{s} + E_t p_{t+1}^* - \bar{p}^*) + \varphi_3 E_t \pi_{t+1} + \varphi_4 [\varphi_0 + \varphi_1 (y_t - \bar{y}) + \varphi_2 (s_t - \bar{s} + p_t^* - \bar{p}^*) + \varphi_3 E_t \pi_{t+1} + \varphi_4 \pi_{t-1} + \varepsilon_{2t}] \quad (13).$$

Ainsi après plusieurs manipulations, on obtient

$$E_t \pi_{t+1} = [1 + \varphi_3 (1 + \varphi_4)]^{-1} [\varphi_0 (1 + \varphi_4) - \varphi_1 (1 + \varphi_4) \bar{y} - \varphi_2 (1 + \varphi_4) (\bar{s} + \bar{p}^*) + \varphi_1 E_t y_{t+1} + \varphi_2 (E_t s_{t+1} + E_t p_{t+1}^*) + \varphi_1 \varphi_2 y_t + \varphi_2 \varphi_4 (s_t + p_t^*) + \varphi_4^2 \pi_{t-1} + \varphi_4 \varepsilon_{2t}] \quad (14).$$

En posant (14) dans (11), il vient

$$y_t = \chi_0 + \chi_1 E_t y_{t+1} + \chi_3 E_t \pi_{t+1}^* - (\chi_2 + \chi_3) [1 + \varphi_3 (1 + \varphi_4)]^{-1} [\varphi_0 (1 + \varphi_4) - \varphi_1 (1 + \varphi_4) \bar{y} - \varphi_2 (1 + \varphi_4) (\bar{s} + \bar{p}^*) + \varphi_1 E_t y_{t+1} + \varphi_2 (E_t s_{t+1} + E_t p_{t+1}^*) + \varphi_1 \varphi_2 y_t + \varphi_2 \varphi_4 (s_t + p_t^*) + \varphi_4^2 \pi_{t-1} + \varphi_4 \varepsilon_{2t}] + (\chi_2 + \chi_3) E_t s_{t+1} - (\chi_2 + \chi_3) s_t + \chi_2 R^* + \chi_2 \varepsilon_{4t} + \varepsilon_{1t} \quad (15).$$

Après le développement de cette dernière formule, on en déduit que

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 E_t y_{t+1} + \alpha_2 E_t \pi_{t+1}^* + \alpha_3 E_t s_{t+1} + \alpha_4 s_t + \alpha_5 p_t^* + \alpha_6 \pi_{t-1} + \alpha_7 \varepsilon_{1t} + \alpha_8 \varepsilon_{2t} + \alpha_9 \varepsilon_{4t} \quad (16),$$

tel que

$$\alpha_0 = \frac{1}{\alpha} \left\{ \chi_0 + \chi_2 R^* - (\chi_2 + \chi_3) [1 + \varphi_3 (1 + \varphi_4)]^{-1} [\varphi_0 (1 + \varphi_4) - \varphi_1 (1 + \varphi_4) \bar{y} - \varphi_2 (1 + \varphi_4) (\bar{s} + \bar{p}^*)] \right\}$$

$$\alpha_1 = \frac{1}{\alpha} \left\{ \chi_1 - \varphi_1 (\chi_2 + \chi_3) [1 + \varphi_3 (1 + \varphi_4)]^{-1} \right\}$$

$$\alpha_2 = \frac{1}{\alpha} \left\{ \chi_3 - \varphi_2 (\chi_2 + \chi_3) [1 + \varphi_3 (1 + \varphi_4)]^{-1} \right\}$$

$$\alpha_3 = \frac{1}{\alpha}(\chi_2 + \chi_3) \left\{ 1 - \varphi_2 [1 + \varphi_3(1 + \varphi_4)]^{-1} \right\}$$

$$\alpha_4 = -\frac{1}{\alpha}(\chi_2 + \chi_3) \left\{ 1 + \varphi_2 \varphi_4 [1 + \varphi_3(1 + \varphi_4)]^{-1} \right\}$$

$$\alpha_5 = -\frac{1}{\alpha} \varphi_2 (1 + \varphi_4) (\chi_2 + \chi_3) [1 + \varphi_3(1 + \varphi_4)]^{-1}$$

$$\alpha_6 = -\frac{1}{\alpha} \varphi_4^2 (\chi_2 + \chi_3) [1 + \varphi_3(1 + \varphi_4)]^{-1}$$

$$\alpha_7 = \frac{1}{\alpha}$$

$$\alpha_8 = -\frac{1}{\alpha} \varphi_4 (\chi_2 + \chi_3) [1 + \varphi_3(1 + \varphi_4)]^{-1}$$

$$\alpha_9 = \frac{\chi_2}{\alpha}$$

$$\alpha = 1 + \varphi_1 \varphi_2 (\chi_2 + \chi_3) [1 + \varphi_3(1 + \varphi_4)]^{-1}$$

De même, en se servant de l'équation (14), on montre que  $E_t y_{t+1}$  s'exprime sous la forme

$$E_t y_{t+1} = \theta_0 + \theta_1 E_t \pi_{t+1}^* + \theta_2 E_t s_{t+1} + \theta_3 y_t + \theta_4 s_t + \theta_5 p_t^* + \theta_6 \pi_{t-1} + \theta_7 \varepsilon_{2t} \quad (17),$$

où

$$\theta_0 = \frac{1}{\theta} \left\{ \alpha_0 + \alpha_6 \varphi_0 + \alpha_6 \varphi_0 \varphi_3 (1 + \varphi_4) (1 + \varphi_3(1 + \varphi_4))^{-1} - \left[ \alpha_6 \varphi_1 + \alpha_6 \varphi_1 \varphi_3 (1 + \varphi_4) (1 + \varphi_3(1 + \varphi_4))^{-1} \right] \bar{y} - \left[ \alpha_6 \varphi_2 + \alpha_6 \varphi_2 \varphi_3 (1 + \varphi_4) (1 + \varphi_3(1 + \varphi_4))^{-1} \right] (\bar{s} + \bar{p}^*) \right\}$$

$$\theta_1 = \frac{1}{\theta} \left[ \alpha_2 + \alpha_5 + \alpha_6 \varphi_2 \varphi_3 (1 + \varphi_3(1 + \varphi_4))^{-1} \right]$$

$$\theta_2 = \frac{1}{\theta} \left[ \alpha_3 + \alpha_4 + \alpha_6 \varphi_2 \varphi_3 (1 + \varphi_3(1 + \varphi_4))^{-1} \right]$$

$$\theta_3 = \frac{1}{\theta} \left[ \alpha_6 \varphi_1 + \alpha_6 \varphi_1 \varphi_2 \varphi_3 (1 + \varphi_3(1 + \varphi_4))^{-1} \right]$$

$$\theta_4 = \frac{1}{\theta} \left[ \alpha_6 \varphi_2 + \alpha_6 \varphi_2 \varphi_3 \varphi_4 (1 + \varphi_3(1 + \varphi_4))^{-1} \right]$$

$$\theta_5 = \frac{1}{\theta} \left[ \alpha_5 + \alpha_6 \varphi_2 + \alpha_6 \varphi_2 \varphi_3 (1 + \varphi_4) (1 + \varphi_3(1 + \varphi_4))^{-1} \right]$$

$$\theta_6 = \frac{1}{\theta} \left[ \alpha_6 \varphi_4 + \alpha_6 \varphi_3 \varphi_4^2 (1 + \varphi_3(1 + \varphi_4))^{-1} \right]$$

$$\theta_7 = \frac{1}{\theta} \left[ \alpha_6 + \alpha_6 \varphi_3 \varphi_4 (1 + \varphi_3(1 + \varphi_4))^{-1} \right]$$

$$\theta = \frac{(1 - \alpha_1)(1 + \varphi_3(1 + \varphi_4)) - \alpha_6 \varphi_1 \varphi_3}{1 + \varphi_3(1 + \varphi_4)}$$

Ainsi, en posant la relation (17) dans l'équation (16), on parvient à l'expression suivante:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 E_t \pi_{t+1}^* + \beta_2 E_t s_{t+1} + \beta_3 s_t + \beta_4 p_t^* + \beta_5 \pi_{t-1} + \beta_6 \varepsilon_{1t} + \beta_7 \varepsilon_{2t} + \beta_8 \varepsilon_{4t} \quad (18),$$

avec,

$$\begin{aligned} \beta_0 &= \frac{1}{\beta} (\alpha_0 + \alpha_1 \theta_0) & \beta_1 &= \frac{1}{\beta} (\alpha_2 + \alpha_1 \theta_1) \\ \beta_2 &= \frac{1}{\beta} (\alpha_3 + \alpha_1 \theta_2) & \beta_3 &= \frac{1}{\beta} (\alpha_4 + \alpha_1 \theta_3) \\ \beta_4 &= \frac{1}{\beta} (\alpha_5 + \alpha_1 \theta_4) & \beta_5 &= \frac{1}{\beta} (\alpha_6 + \alpha_1 \theta_5) & \beta_6 &= \frac{\alpha_7}{\beta} \\ \beta_7 &= \frac{1}{\beta} (\alpha_8 + \alpha_1 \theta_7) & \beta_8 &= \frac{\alpha_9}{\beta} \end{aligned}$$

$$\beta = 1 - \alpha_1 \theta_3.$$

Il est dès lors possible de se servir de la relation (18) pour déterminer la variance du PIB réel dans le cas d'un régime de changes fixes. En effet dans cette situation la banque centrale fait varier son stock de devises de sorte à en satisfaire, de façon élastique, la demande sur le marché domestique et partant, maintenir constant le taux de change de la monnaie nationale. Si la politique monétaire de la banque centrale est crédible, alors on  $E_t s_{t+1} = s_t = \bar{s}$ , ainsi (18) devient

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 E_t \pi_{t+1}^* + (\beta_2 + \beta_3) \bar{s} + \beta_4 p_t^* + \beta_5 \pi_{t-1} + \beta_6 \varepsilon_{1t} + \beta_7 \varepsilon_{2t} + \beta_8 \varepsilon_{4t} \quad (19).$$

Aussi, en supposant d'une part que les anticipations sur le taux d'inflation mondial et d'autre part que le niveau des prix mondiaux sont donnés, on en déduit comme suit l'expression de la variance du PIB réel en changes fixes

$$V_{fix}(y_t) = \beta_6^2 \sigma_{\varepsilon_{1t}}^2 + \beta_7^2 \sigma_{\varepsilon_{2t}}^2 + \beta_8^2 \sigma_{\varepsilon_{4t}}^2 \quad (20).$$

En revanche, dans le cas d'un régime de change flexible, le stock des réserves est maintenu fixé (généralement à un niveau  $\bar{F}$  suffisant pour couvrir un certain nombre de mois d'exportations) tandis que le comportement du taux de change nominal ( $s_t$ ) est déterminé de façon endogène. Sa spécification s'effectue par le processus développé ci-après.

En effet, l'équilibre de l'offre et de la demande de monnaie implique

$$[\phi_3 + (1-\omega)\bar{F}]s_t = \phi_0 + \phi_1 y_t + \phi_2 R_t + \phi_3 E_t s_{t+1} + \phi_4 E_t \pi_{t+1} - \omega(b_{t-1} + \mu) + \varepsilon_{3t} \quad (21).$$

Par ailleurs, on sait<sup>19</sup> que le taux d'intérêt nominal vérifie la condition de la parité d'intérêt nominale non couverte

$$R_t = R^* + E_t s_{t+1} - s_t + \varepsilon_{4t} \quad (22).$$

En se servant de cette dernière expression ainsi que des relations (14), (17) et (18), on obtient

$$s_t = \eta_0 + \eta_1 b_{t-1} + \eta_2 E_t \pi_{t+1}^* + \eta_3 E_t s_{t+1} + \eta_4 p_t^* + \eta_5 \pi_{t-1} + \eta_6 \varepsilon_{1t} + \eta_7 \varepsilon_{2t} + \eta_8 \varepsilon_{3t} + \eta_9 \varepsilon_{4t} \quad (23),$$

avec

$$\eta_0 = \frac{1}{\eta} \left\{ -\omega\mu + \varphi_0 + \Phi \left[ \varphi_0(1+\varphi_4) - \varphi_1(1+\varphi_4)\bar{y} - \varphi_2(\bar{s} + \bar{p}^*) \right] + (\Omega + \theta_3\Gamma)\beta_0 + \theta_0\Gamma + \phi_2 R^* \right\}$$

$$\eta_1 = -\frac{\omega}{\eta}$$

$$\eta_2 = \frac{1}{\eta} \left[ \phi_2 \Phi + \beta_1 \Omega + (\theta_1 + \beta_1 \theta_3) \Gamma \right]$$

$$\eta_3 = \frac{1}{\eta} \left[ \phi_3 + (1+\Phi)\phi_2 + \beta_2 \Omega + (\theta_2 + \beta_2 \theta_3) \Gamma \right]$$

$$\eta_4 = \frac{1}{\eta} \left[ \phi_2(1+\phi_4)\Phi + \beta_4 \Omega + (\theta_5 + \beta_4 \theta_3) \Gamma \right]$$

$$\eta_5 = \frac{1}{\eta} \left[ \phi_4^2 \Phi + \beta_5 \Omega + (\theta_6 + \beta_5 \theta_3) \Gamma \right]$$

$$\eta_6 = \frac{\beta_6}{\eta} (\Omega + \theta_3 \Gamma)$$

$$\eta_7 = \frac{1}{\eta} \left[ \phi_4 \Phi + \beta_7 \Omega + (\theta_7 + \beta_7 \theta_3) \Gamma \right]$$

$$\eta_8 = \frac{1}{\eta},$$

$$\eta_9 = \frac{1}{\eta} \left[ \phi_2 + \beta_8 (\Omega + \theta_3 \Gamma) \right]$$

$$\eta = \phi_3 + \phi_2(1-\phi_4\Phi) - \beta_3 \Omega - (\theta_4 + \beta_3 \theta_3) \Gamma + (1-\omega)\bar{F},$$

$$\Phi = \phi_4 \left[ 1 + \varphi_3(1+\phi_4) \right]^{-1},$$

$$\Omega = \phi_1 + \phi_1\phi_2\Phi,$$

$$\Gamma = \phi_1\Phi$$

Par ailleurs, de (23), on déduit que

$$E_t s_{t+1} = \eta_0 + \eta_1 b_t + \eta_2 E_t \pi_{t+1}^* + \eta_3 E_t s_{t+1} + \eta_4 \rho_{t+1} + \eta_5 \pi_t \quad (24).$$

Au terme d'un certain nombre de manipulations, on obtient

$$E_t s_{t+1} = \psi_0 + \psi_1 b_{t-1} + \psi_2 E_t \pi_{t+1}^* + \psi_3 s_t + \psi_4 \rho_t + \psi_5 \pi_{t-1} + \psi_6 \varepsilon_{1t} + \psi_7 \varepsilon_{2t} + \psi_8 \varepsilon_{4t} \quad (25),$$

tel que

$$\psi_0 = \frac{1}{\psi} \left\{ \eta_0 + \theta_0 \varphi_1 \Lambda + (\varphi_0 - \varphi_1 \bar{v}) [\eta_5 + (1 + \varphi_4) \Lambda] + \beta_0 \varphi_1 [\eta_5 + (\theta_3 + \varphi_2) \Lambda] - \varphi_2 (\bar{s} + \bar{p}^*) [\eta_5 + (1 + \varphi_4) \Lambda] + \eta_1 \mu \right\} \quad \psi_1 = \frac{\eta_1}{\psi},$$

$$\psi_2 = \frac{1}{\psi} \left\{ \eta_2 + \eta_4 + (\theta_1 \varphi_1 + \varphi_2) \Lambda + \beta_1 \varphi_1 [\eta_5 + (\theta_3 + \varphi_2) \Lambda] \right\},$$

$$\psi_3 = \frac{1}{\psi} \left\{ \eta_5 \varphi_2 + (\varphi_2 \varphi_4 + \theta_4 \varphi_1) \Lambda + \beta_3 \varphi_1 [\eta_5 + (\theta_3 + \varphi_2) \Lambda] \right\},$$

$$\psi_4 = \frac{1}{\psi} \left\{ \eta_4 + \eta_5 \varphi_2 + [\theta_5 \varphi_1 + \varphi_2 (1 + \varphi_4)] \Lambda + \beta_4 \varphi_1 [\eta_5 + (\theta_3 + \varphi_2) \Lambda] \right\},$$

$$\psi_5 = \frac{1}{\psi} \left\{ \eta_5 \varphi_4 + (\varphi_4^2 + \theta_6 \varphi_1) \Lambda + \beta_5 \varphi_1 [\eta_5 + (\theta_3 + \varphi_2) \Lambda] \right\},$$

$$\psi_6 = \frac{1}{\psi} \beta_6 \varphi_1 [\eta_5 + (\theta_3 + \varphi_2) \Lambda],$$

$$\psi_7 = \frac{1}{\psi} \left\{ \eta_5 + (\varphi_4 + \theta_7 \varphi_1) \Lambda + \beta_7 \varphi_1 [\eta_5 + (\theta_3 + \varphi_2) \Lambda] \right\},$$

$$\psi_8 = \frac{1}{\psi} \beta_8 \varphi_1 [\eta_5 + (\theta_3 + \varphi_2) \Lambda],$$

$$\psi = 1 - \eta_3 - (\varphi_2 + \theta_2 \varphi_1) - \beta_2 \varphi_1 [\eta_5 + (\theta_3 + \varphi_2) \Lambda],$$

$$\Lambda = \eta_5 \varphi_3 [1 + \varphi_3 (1 + \varphi_4)]^{-1}.$$

Aussi, en posant (25) dans (23), il vient en définitive:

$$s_t = \kappa_0 + \kappa_1 b_{t-1} + \kappa_2 E_t \pi_{t+1}^* + \kappa_3 \rho_t + \kappa_4 \pi_{t-1} + \kappa_5 \varepsilon_{1t} + \kappa_6 \varepsilon_{2t} + \kappa_7 \varepsilon_{3t} + \kappa_8 \varepsilon_{4t} \quad (26),$$

avec

$$\begin{aligned} \kappa_0 &= \frac{1}{\kappa} (\eta_0 + \eta_3 \psi_0), & \kappa_1 &= \frac{1}{\kappa} (\eta_1 + \eta_3 \psi_1), \\ \kappa_2 &= \frac{1}{\kappa} (\eta_2 + \eta_3 \psi_2), & \kappa_3 &= \frac{1}{\kappa} (\eta_4 + \eta_3 \psi_4), \\ \kappa_4 &= \frac{1}{\kappa} (\eta_5 + \eta_3 \psi_5), & \kappa_5 &= \frac{1}{\kappa} (\eta_6 + \eta_3 \psi_6), \\ \kappa_6 &= \frac{1}{\kappa} (\eta_7 + \eta_3 \psi_7), & \kappa_7 &= \frac{\eta_8}{\kappa}, & \kappa_8 &= \frac{1}{\kappa} (\eta_9 + \eta_3 \psi_8), \\ \kappa &= 1 - \eta_3 \psi_3. \end{aligned}$$

En conséquence, en considérant que les variables  $b_{t-1}$ ,  $E_t \pi_{t+1}^*$ ,  $\rho_t$  et  $\pi_{t-1}$  sont prédéterminées, on en déduit que la variance,  $V(s_t)$ , du taux de change nominal dans un système de changes flottants est décrite par la relation suivante

$$V(s_t) = \kappa_5^2 \sigma_{\varepsilon_{1t}}^2 + \kappa_6^2 \sigma_{\varepsilon_{2t}}^2 + \kappa_7^2 \sigma_{\varepsilon_{3t}}^2 + \kappa_8^2 \sigma_{\varepsilon_{4t}}^2 \quad (27).$$

Enfin, en introduisant (27) dans l'équation (18), il est dès lors possible d'en dériver la variance du PIB réel dans le cas d'un régime de change flottant, soit

$$\begin{aligned} V_{\text{flex}}(y_t) &= (\beta_2 \psi_3 + \beta_3)^2 V(s_t) + \beta_6^2 \sigma_{\varepsilon_{1t}}^2 + \beta_7^2 \sigma_{\varepsilon_{2t}}^2 + \beta_8^2 \sigma_{\varepsilon_{4t}}^2 + \\ & 2\beta_6 (\beta_2 \psi_3 + \beta_3) \text{cov}(s_t, \varepsilon_{1t}) + 2\beta_7 (\beta_2 \psi_3 + \beta_3) \text{cov}(s_t, \varepsilon_{2t}) + \\ & 2\beta_8 (\beta_2 \psi_3 + \beta_3) \text{cov}(s_t, \varepsilon_{4t}) \end{aligned} \quad (28).$$

En simplifiant cette dernière expression, on obtient en définitive

$$V_{flex}(y_t) = \left[ \kappa_5^2(\beta_2\psi_3 + \beta_3)^2 + 2\beta_6(\beta_2\psi_3 + \beta_3) + \beta_6^2 \right] \sigma_{\varepsilon_{1t}}^2 + \left[ \kappa_6^2(\beta_2\psi_3 + \beta_3)^2 + 2\beta_7(\beta_2\psi_3 + \beta_3) + \beta_7^2 \right] \sigma_{\varepsilon_{2t}}^2 + \left[ \kappa_8^2(\beta_2\psi_3 + \beta_3)^2 + 2\beta_8(\beta_2\psi_3 + \beta_3) + \beta_8^2 \right] \sigma_{\varepsilon_{4t}}^2 + \kappa_7^2(\beta_2\psi_3 + \beta_3)^2 \sigma_{\varepsilon_{3t}}^2 \quad (29).$$

Les résultats de l'estimation des paramètres des équations de base du modèle devant servir au calcul de la variance du PIB réel, sous chacune des deux hypothèses de régime de change, sont fournis par le tableau ci-dessous.

Tableau 1: Estimation du modèle IS/LM de base

#### Méthode d'Estimation: 3SLS

Echantillon: 1977 2001

Nombre total d'observations (cylindrées): 75

Coefficient	Estimation	Ecart-type	t-Statistique	Probabilité
$\chi_0$	<b>13.960</b>	<b>5.816</b>	<b>2.400</b>	<b>0.020</b>
$\chi_1$	<b>0.539</b>	<b>0.189</b>	<b>2.848</b>	<b>0.006</b>
$\chi_2$	0.001	0.001	1.358	0.180
$\chi_3$	-0.027	0.035	-0.781	0.438
$\phi_0$	2.387	1.725	1.384	0.172
$\phi_1$	-31.158	27.449	-1.135	0.261
$\phi_2$	<b>-11.729</b>	<b>5.770</b>	<b>-2.033</b>	<b>0.047</b>
$\phi_3$	<b>0.376</b>	<b>0.177</b>	<b>2.126</b>	<b>0.038</b>
$\phi_4$	<b>0.283</b>	<b>0.166</b>	<b>1.705</b>	<b>0.094</b>
$\phi_0$	<b>-27.063</b>	<b>5.105</b>	<b>-5.302</b>	<b>0.000</b>
$\phi_1$	<b>1.930</b>	<b>0.171</b>	<b>11.254</b>	<b>0.000</b>
$\phi_2$	<b>-0.028</b>	<b>0.006</b>	<b>-4.388</b>	<b>0.000</b>
$\phi_3$	<b>-0.335</b>	<b>0.064</b>	<b>-5.207</b>	<b>0.000</b>
$\phi_4$	<b>-0.012</b>	<b>0.002</b>	<b>-7.275</b>	<b>0.000</b>

Source Auteur

En appliquant les valeurs estimées des paramètres de base du modèle dans les équations () et (), on obtient les estimations suivantes de la variance du PIB réel sous un régime de change fixe et dans le cas d'un système de change purement flottant

$$V_{fix}(y_t) = 0,00004105$$

et

$$V_{flex}(y_t) = 0,00022513.$$

Il ressort, en conclusion, que la variance du PIB réel obtenue dans le cadre d'un régime de change fixe est inférieure à celle dérivée dans le contexte d'un système de change flexible. On en déduit donc que le régime de change actuel du franc CFA est optimal au regard des paramètres et du niveau des variables structurels de l'économie ivoirienne.

## BIBLIOGRAPHIE

- Broda C. (2001). "Coping with Terms of Trade Shocks: Pegs Versus Floats," *American Economic Review*, 91: 376–380.
- Calvo G.A. (2001). "Capital Markets and the Exchange Rate: with Special Reference to the Dollarization Debate in Latin America", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 33: 312-334.
- Calvo G.A. et E.G. Mendoza (2000). "Capital-Market Crises and Economic Collapse in Emerging Markets: An Informational-Frictions Approach", *American Economic Review*, Papers and Proceedings, 90: 59-64.
- Dornbusch R. (2001). "Fewer Monies, Better Monies", *NBER Working Paper*, No. 8324.
- Edwards S. et E. Levy-Yeyati (2003) "Flexible Exchange Rates as Shock Absorbers", *NBER Working Paper*, No. 9867.
- Edwards S. et I.I. Magendzo (2001). "Dollarization, Inflation and Growth", *NBER Working Paper* No. 8671.
- \_\_\_\_\_ (2003a). "A Currency of One's Own: An Empirical Investigation on Dollarization and Independent Currency Unions", *NBER Working Paper*, No. 9514.
- Fischer S. (1995a). "Central Bank Independence Revisited", *American Economic Review*, *Papers and Proceedings*: 201-206.
- \_\_\_\_\_ (2001). "Distinguished Lecture on Economics in Government - Exchange Rate Regimes: Is the Bipolar View Correct?", *Journal of Economic Perspectives*, 15: 3-24.
- Flood R.P. et R.J. Hodrick (1986) "Real Aspects of Exchange Rate Regime Choice with Collapsing Rates", *Journal of International Economics*, 21: 215-232.
- Fleming J. M., (1962). "Domestic Financial Policies under Fixed and under Floating Exchange Rates", *Staff Papers, International Monetary Fund*, Vol. 9: 369–79.
- Frankel J. et A. Rose (2002). "An Estimate of the Effect of Common Currencies on Trade and Income", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 117, No. 2.
- Giavazzi F. et A. Giovannini (1989). *Limiting Exchange Rate Flexibility: The European Monetary System*. Cambridge, Massachusetts: MIT Press.
- Giavazzi F. et M. Pagano (1988). "The Advantage of Tying One's Hands: EMS Discipline and Central Bank Credibility", *European Economic Review*, 32: 1055-1074.
- Kydland F.E. et E.C. Prescott (1977). "Rules rather than discretion: the inconsistency of optimal plans", *Journal of Political Economy*, Vol. 85, No. 3: 473-492.
- Lastra R.M. (2001). "How much accountability for central banks and supervisors?", *Central Banking*, 12: 69-75.
- Levy-Yeyati E. et F. Sturzenegger (2003). "To Float or to Fix: Evidence on the Impact of Exchange Rate Regimes on Growth", *American Economic Review*, 93: 1173-93.
- Miller V. (1997). "Why Government Might Want to Consider Foreign Currency Denominated Debt", *Economic Letters*, 55: 247-250.
- Mishkin F.S. et M. Savastano (2001). "Monetary Policy Strategies for Latin America", *Journal of Development Economics*, 66: 415-444.
- Mundell R. A (1961). "A Theory of Optimum Currency Areas," *American Economic Review*, 51(3): 657-665.
- \_\_\_\_\_ (1963). "Capital Mobility and Stabilization Policy under Fixed and Flexible Exchange Rates", *Canadian Journal of Economics and Political Science*, Vol. 29: 475–85.
- Persson T. et G. Tabellini (1993). «Designing institutions for monetary stability», *Cargenie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39: 53-84.
- Poole W. (1970). "Optimal Choice of Monetary Policy Instruments in a Simple Stochastic Macro Model", *Quarterly Journal of Economics* 84(2): 197-216.
- Posen A.S. (2002). "Six practical views of central bank transparency", *Institute for International Economics Working paper*.
- Reinhart C. M et K.S. Rogoff (2002). "The Modern History of Exchange Rate Arrangements: A Reinterpretation", *NBER Working Paper*, No. 8963.
- Rogoff K. (1985). "The Optimal Degree of Commitment to an Intermediate Monetary Target", *Quarterly Journal of Economics*, 100: 1169-90.
- Tornell A. et A. Velasco (2000). "Fixed versus Flexible Exchange Rates: Which Provides More Fiscal Discipline?",

## End Note

*Journal of Monetary Economics*, 45: 399-436.

Walsh C.E. (1995). "Optimal Contracts for Central Bankers", *American Economic Review*, 85: 150-167.

Winkler B. (2000). "Which Kind of Transparency? On the Need for Clarity in Monetary Policymaking", *European Central Bank Working Paper*, No. 26.

- 1 L'autonomie dans la détermination de l'objectif se limite, dans le cas d'un régime de change flottant, au choix de la politique monétaire.
- 2 Dans le cas particulier des Etats-Unis, la Federal Reserve System s'assigne comme objectif prioritaire, la réalisation à la fois du plein emploi de l'activité économique et de la stabilité des prix.
- 3 Cf. l'Article 2 du Protocole du Statut du Système Européen des Banques Centrales et de la Banque Centrale Européenne.
- 4 La responsabilité de la banque centrale se conçoit ici dans le sens de l'obligation qui lui est imposée de rendre compte de ses activités et des résultats économiques de celles-ci.
- 5 Cf. Fischer (1995a)
- 6 Cf. Posen (2002).
- 7 Cf. Lastra (2001).
- 8 Cf. Winkler (2000).
- 9 Cf. Egalement Giavazzi et Giovannini (1989).
- 10 C'est-à-dire un régime de type *currency board* ou une pure dollarisation.
- 11 Cf. Edwards et Magendzo (2003a).
- 12 Cf. Calvo (2001) et Calvo et Mendoza (2000).
- 13 Rogoff *et al.* montrent que pour ces pays les régimes de change fixe apparaissent associés à une inflation plus réduite.
- 14 Cf. Edwards et Magendzo (2001) et Reinhart et Rogoff (2002)
- 15 Autrement dit une dollarisation des engagements des établissements financiers nationaux.
- 16 Cf. Mishkin et Savastano (2001).
- 17 Il pourrait alors s'agir d'un déplacement vers le haut, si l'effet de la hausse du revenu par tête engendrée par la dévaluation l'emporte sur l'éventuelle modification des anticipations des agents économiques craignant dorénavant d'autres dévaluations à venir.
- 18 La tendance, impulsée par le Gouvernement depuis 1998, est cependant à l'accroissement de la part de la dette intérieure exprimée en monnaie nationale.
- 19 La dérivation s'obtient directement à l'aide des relations (4), (5) et (10).

**CO-MOUVEMENTS ECONOMIQUES DANS LES  
PAYS DE LA ZONE CFA:**  
**Une analyse par le modèle  
factoriel dynamique généralisé**

Par Abdoulaye DIAGNE et Abdou-aziz NIANG, Université Cheikh Anta Diop (Sénégal) and Université de Bourgogne (France)

# Contents

<b>54</b> RESUME ET RECOMMANDATIONS	<b>57</b> REVUE DE LITTÉRATURE
<b>55</b> INTRODUCTION	<b>57</b> MÉTHODOLOGIE
<b>56</b> L'INTEGRATION ECONOMIQUE ET MONETAIRE AU NIVEAU DE LA ZONE CFA	<b>68</b> CONCLUSION
	<b>69</b> BIBLIOGRAPHIE
	<b>70</b> ANNEXES

## RESUME ET RECOMMANDATIONS

*L'objectif de cet article est de vérifier si les politiques d'intégration économique et monétaire initiées dans le cadre de la Zone CFA permettent d'observer des co-mouvements des cycles d'affaires de ses pays membres. En effet, cette synchronisation des cycles d'affaires constitue un résultat qui permet de juger du degré d'intégration sous régionale. En utilisant le modèle factoriel dynamique généralisé de Forni et al. (2004), nous avons analysé d'une part les co-mouvements au niveau de l'ensemble de la Zone CFA sur la période 1980-2004 et d'autre part nous avons également effectué l'analyse au niveau des deux sous-zones que constituent l'UEMOA et la CEMAC sur cette même période. Ceci nous a permis par ailleurs d'examiner l'efficacité des politiques d'intégration économique et monétaire spécifiques à ces deux sous zones et aussi de vérifier le niveau de synchronisation entre ces deux entités sous régionales.*

Les résultats obtenus dans le cadre de cette étude montrent que les politiques d'intégration monétaire, et de manière plus générale la coordination des politiques sous-régionales, ressortent comme des forces qui renforcent la synchronisation des cycles d'activité. Cependant, un certain nombre d'efforts restent à réaliser pour aboutir à l'objectif d'une bonne intégration.

Une des implications politiques de cette étude est liée au problème de la carence en infrastructures (en particulier le transport) qui constitue un défi majeur à relever, surtout dans les pays membres de la CEMAC. Ceci permettrait de profiter efficacement des effets de l'intégration financière par une amélioration du commerce intra-régional. Etant donné que la demande constitue une forte dominante de l'économie de la Zone CFA, une plus grande intégration commerciale devrait à son tour favoriser la synchronisation des cycles par un effet d'écho. D'ailleurs les résultats montrent que la zone CEMAC, qui souffre d'énormes problèmes d'enclavement qui entravent fortement le commerce, est moins intégrée que l'UEMOA validant l'hypothèse d'une ligne de fracture entre ces deux entités.

En outre, l'absence de co-mouvement entre certains pays appartenant à un même groupe, comme le Cameroun et le Gabon, ou la Côte d'Ivoire et le Mali, montre que la région devrait travailler à mettre davantage à profit la proximité géographique. En effet, même pour certains pays de cette zone pour lesquels l'effet de contagion devait jouer facilement grâce à la proximité, il existe une forte asymétrie des chocs qui peut mettre en cause l'optimalité de la zone monétaire au sens de Mundell.

Une autre implication est relative aux problèmes qui peuvent naître de la subdivision de la zone en sous-zones économiques ou monétaires qui constitue une situation que Kaboundi et Louts (2007) qualifient de séquençage de l'intégration. Dans une certaine mesure, ceci peut laisser apparaître une entrave liée au chevauchement entre la zone CFA dans son ensemble et les différentes communautés économiques régionales qui la constituent. Ainsi, sauf une harmonisation très efficace des objectifs, il sera difficile de parvenir à une intégration plus ou moins parfaite (Arora et Vamvakidis, 2005).

Des mesures relatives à la création d'un climat politique stable sont également nécessaires. L'instabilité politique qui règne souvent dans certains pays notamment de la zone CEMAC constitue un frein majeur au processus d'intégration. Comme nous l'avons souligné dans l'analyse, ce problème a tendance à neutraliser les effets des politiques d'intégration en empêchant par exemple les pays de la zone CEMAC essentiellement producteurs de pétrole, d'exploiter les avantages liés à la similarité de leur structure de production. Le niveau de synchronisation des cycles d'affaires des pays où règne l'instabilité politique avec les cycles globaux ou sous-régionaux est en général très faible. Par conséquent, les mesures allant dans le sens d'un renforcement de la cohésion économique doivent être accompagnées d'initiatives visant au même titre la stabilité politique.

*Une meilleure intégration des marchés des capitaux demeure aussi nécessaire. Celle-ci rend plus rapide la transmission d'information et favorise aussi le rapprochement des anticipations tant des industriels que des consommateurs.*

*Comme l'ont souligné Heitz et al. (2006), hors spécialisation accrue des économies, ceci devrait ensuite conduire à un renforcement de la synchronisation. Et ainsi, plus les économies de la région sont synchronisées, plus les politiques budgétaires et monétaires contra-cycliques mises en œuvre le sont aussi, ce qui devrait encore renforcer la corrélation entre elles.*

Les objectifs suivis par la CEMAC et l'UEMOA qui tournent parfois autour de la stabilité des prix et de manière plus générale autour de la coordination des politiques macroéconomiques impliquent que les deux banques centrales de ces deux zones d'émission (BEAC et BCEAO) devraient renforcer la surveillance d'un grand nombre d'indicateurs dans le but d'obtenir un tableau fiable de la situation économique actuelle dans la région, ainsi que de son évolution future. Et même si les perspectives de croissance ne sont pas en général une préoccupation directe de ces autorités monétaires, elles peuvent influencer les décisions politiques car elles ont un impact sur les prix. Notre analyse montre en effet que les prix à la consommation sont pro-cycliques.

Il est également important de veiller à une généralisation de l'intensité de l'ouverture des pays membres qui constitue un point déterminant pouvant affecter la synchronisation des cycles d'activité. En général, deux pays engagés dans un même degré dans les échanges internationaux subissent des chocs similaires et révèlent donc une synchronisation des cycles d'activité plus grande (Barthélémy et Poncet, 2006). Et au-delà, l'orientation géographique des échanges internationaux des pays membres peut constituer aussi un facteur clé comme semble être le cas pour le Gabon qui a en général un degré d'ouverture international relativement élevé et diversifié comparé à la plupart des autres membres. Ces pays membres apparaissent ainsi bénéficier de cycles d'autant plus corrélés qu'elles échangent avec les mêmes partenaires.

Les composantes communes du Tchad, de la Guinée Bissau et du Mali semblent avoir un impact relativement faible sur la croissance économique de ces pays respectifs comparés au reste de la zone CFA. Les variances de leurs taux de croissance (toutes égales à 43%) expliquées par

leurs composantes communes restent les plus faibles de la région. Ainsi, ces pays devraient bénéficier d'une attention particulière de la part des autorités sous régionales afin de les aider à mieux profiter des retombées d'une intégration économique sur leurs taux de croissance respectifs.

## INTRODUCTION

Le choix fait par les pays africains de la Zone CFA de partager le même espace monétaire a favorisé la mise en place d'un certain nombre de politiques sous régionales plutôt que nationales. Etant donné l'importance de ces politiques de coordination qui s'accompagnent aujourd'hui d'un développement des flux internationaux de marchandises, des services et des capitaux, il est tout à fait concevable que leurs effets sur la dynamique de ces économies engendrent un phénomène de co-mouvement économique. Et de ce fait, lorsque de telles co-fluctuations sont globales, l'influence des décideurs politiques sur leurs économies nationales peut être nettement réduite.

En effet, on remarque qu'au cours de ces dernières décennies la formation d'espaces économiques ou monétaires notés à travers le monde a un impact important sur l'évolution des cycles d'affaires de ces entités sous régionales. Pour les pays en développement, comme ceux de la Zone CFA, ce type d'initiative peut permettre d'observer l'existence de co-mouvements des variables macroéconomiques dû à un effet de contagion. La prise en compte explicite de cette hypothèse de co-mouvement constitue un élément d'un intérêt majeur en termes de modélisation de la croissance et de la convergence dans la mesure où elle contribue à remettre en cause la procédure généralement adoptée qui constitue tout simplement à interpréter ces co-fluctuations comme des paramètres de nuisance.

Cette analyse s'inscrit ainsi dans la lignée des travaux sur les zones monétaires optimales. Ces travaux ont permis de souligner les relations existant entre les échanges commerciaux, la coordination des politiques économiques et la synchronisation des cycles<sup>1</sup> d'activité entre des pays partageant la même monnaie. Cette synchronisation des cycles d'activité constitue un résultat qui permet de juger

du degré d'intégration sous régionale et de la pertinence même de la création d'un espace monétaire. Nous nous proposons de vérifier si de tels résultats restent valables pour la Zone CFA et aussi d'analyser les facteurs qui influencent la synchronisation des fluctuations économiques au sein de cette zone monétaire. Ceci est important dans la mesure où une meilleure compréhension de ce phénomène permettrait d'expliquer les conditions dans lesquelles les progrès (ou crises) économiques notés dans un ou plusieurs pays de la zone, ont la capacité de se propager dans toute la région.

Pour capter ces co-fluctuations, nous utilisons le modèle factoriel dynamique généralisé de Forni et al. (2004). Ce type de modèle permet de tenir compte de l'importance des co-mouvements entre les séries macro-économiques, et ainsi la dynamique de chaque variable peut être représentée comme la somme d'une partie expliquée par une composante commune et d'un résidu idiosyncratique orthogonal. Le concept de modèle factoriel dynamique généralisé va ainsi dans le même sens que l'analyse factorielle dynamique et l'estimateur est construit de manière à prendre en compte les spécificités de chaque agrégat macroéconomique.

Nous effectuerons dans une première partie une présentation des différentes politiques globales de coordination initiées dans le cadre de cet espace monétaire avant de procéder à une analyse sélective de la littérature empirique consacrée à ce domaine.

Dans la troisième et quatrième partie nous présenterons respectivement la méthodologie utilisée et les résultats empiriques obtenus. Et enfin, la cinquième partie sera consacrée à l'analyse des facteurs de co-mouvements économiques dans la zone CFA.

## L'INTEGRATION ECONOMIQUE ET MONETAIRE AU NIVEAU DE LA ZONE CFA

La mise en place de la zone CFA a permis d'établir un cadre institutionnel homogène qui témoigne de la volonté exprimée par ces pays d'un approfondissement de l'intégration régionale pour conforter la croissance et permettre la réduction de la pauvreté. En effet, comme l'a souligné Rose (1999), l'adoption d'une monnaie unique

ou de taux de change fixe permet d'accroître l'intégration économique.

Ceci a permis de mettre en place deux sous zones économiques créées pour répondre aux impératives nées de la crise économique sans précédent, à laquelle les Etats membres ont été confrontés à la fin des années 1980 et au début de la décennie 1990. Il s'agit de la CEMAC (Communauté Economique et Monétaire de l'Afrique Centrale) pour les Etats de l'Afrique centrale et l'UEMOA (Union Economique et Monétaire de l'Afrique de l'Ouest) pour les pays de l'Afrique de l'Ouest.

Quatre grands principes régissent le fonctionnement de la Zone CFA

- La parité des monnaies du CFA avec le Franc français, convertibles entre elles à des parités fixes, sans limitation de montants.
- La garantie illimitée du trésor public français les monnaies émises par la BCEAO (Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest) et la BEAC (Banque des Etats d'Afrique Centrale) sont convertibles en garantie sans limite par le trésor public français.
- La libre transférabilité les transferts sont libres à l'intérieur de la Zone CFA relativement aux transactions courantes et aux mouvements des capitaux
- La centralisation des réserves de change

Notons cependant qu'en dépit des efforts relatifs à la mise en place de programmes de coordination des politiques macroéconomiques matérialisés aujourd'hui par un pacte de convergence et de stabilité, le volume des échanges au sein de la zone CFA reste très faible. Les échanges concernent généralement les produits de base tels que les produits agricoles, le pétrole et les minerais. Les principaux producteurs agricoles sont le Cameroun et la Côte d'Ivoire. Cette dernière réalise elle seule près de 40% de la production mondiale de cacao et en est le premier producteur mondial. Les exportations de coton contribuent par ailleurs aux recettes extérieures du Bénin, du Burkina Faso, du Mali et Tchad. La production de pétrole concerne essentiellement la Guinée équatoriale, le Gabon, le Congo et le Cameroun.

Contrairement au secteur agricole, le secteur industriel est très peu développé et représente environs 25% du PIB total de la zone. Ainsi, les exportations de produits industriels sont très limitées et l'évolution économique de cette union reste influencée par le cours des matières premières sur les marchés mondiaux.

## REVUE DE LITTÉRATURE

L'analyse permettant la prise en compte des facteurs communs a été initialement développé par Burns et Mitchell (1946). Il est également mené par certains auteurs dans le cadre de l'étude des co-mouvements sectoriels. On peut citer entre autres Lilien (1982), Davis et Haltiwanger (1992, 1994) et Horvath et Verbugge (1996).

Une des plus importantes études sur les co-fluctuations économiques utilisant le modèle factoriel dynamique a été réalisée par Yang (2003). Il ressort de l'analyse de Yang que les chocs subits par l'économie mondiale sont en grande partie à l'origine des fluctuations économiques. En analysant les effets des facteurs communs sur l'évolution des cycles d'affaire ainsi que la sensibilité de ces pays à ces chocs, Yang conclut qu'en ce qui concerne le PIB réel et la consommation, les pays développés sont moins sensibles aux chocs subits par l'économie mondiale. La sensibilité de l'investissement aux chocs dépend de la taille du pays, de son niveau d'ouverture et de son éloignement par rapport à l'origine spatiale du choc.

D'autres recherches axées sur la force, la nature et les sources de co-mouvement sur les marchés financiers ont été menées par Brooks et al. (2003). Les conclusions issues de cette analyse sont que les co-mouvements financiers ont tendance à être sensiblement plus importants que ceux dans l'économie réelle et en outre les co-fluctuations financières ont augmenté aussi bien pour les marchés financiers dans les pays développés que dans les pays émergents.

En utilisant l'approche de Stock et Watson basée sur un modèle factoriel dynamique, Nyembwe et Kholodilin (2005) ont étudié la relation asymétrique entre l'Union monétaire européenne et les pays d'Afrique subsaharienne en essayant de vérifier s'il y a convergence de leurs cycles économiques.

Ils ont ainsi construit un indicateur économique composite pour saisir les fluctuations économiques dans l'Union monétaire européenne. Ces auteurs n'ont pu ressortir aucune preuve évidente de la transmission des fluctuations de l'économie européenne à celle de l'Afrique subsaharienne malgré le fait que l'UE est le principal partenaire commercial de la majorité des pays africains.

Le modèle factoriel dynamique généralisé proposé par Forni et al. (2004) a permis d'analyser les co-mouvements d'un grand groupe de variables macro-économiques concernant l'union monétaire européenne. Étant donné que l'activité économique dans les économies de marché est caractérisée par un comportement cyclique et un co-mouvement des variables macro-économiques, les auteurs ont construit un indice permettant de retracer l'évolution du cycle d'affaire de l'Union européenne. Contrairement aux modèles VAR ou VARMA, leur modèle peut s'appliquer à un panel dont les dimensions interindividuelles et temporelles sont élevées.

## MÉTHODOLOGIE

Le modèle factoriel dynamique généralisé (Forni et al. , 2004)

L'idée qui est derrière ce type d'analyse est que les co-mouvements des cycles économiques sont déterminés par un nombre restreint de variables stochastiques. Ainsi on considère que chaque série est censée être composée de deux éléments non observables. Il s'agit d'une composante commune mue par un petit nombre de chocs qui sont communs à l'ensemble des individus (ou variables) du panel, et d'une composante idiosyncratique, qui est spécifique à chaque individu et orthogonale avec la composante commune.

On est ainsi en présence d'un modèle factoriel généralisé combinant à la fois une forme générale du modèle factoriel dynamique de Sargent et Sims (1977) et Geweke (1977) dans lequel l'hypothèse d'orthogonalité des composantes idiosyncratiques est considérée, et le cas particulier du modèle factoriel statique de Chamberlain (1983) et Chamberlain et Rothschild (1983) où l'on suppose l'existence de corrélation sur les composantes spécifiques.

On<sup>2</sup> a

$$y_{it} = b_{i1}(L)F_{1t} + b_{i2}(L)F_{2t} + \dots + b_{ir}(L)F_{rt} + e_{it}, \quad i \in \mathbb{N} \text{ et } t \in \mathbb{N} \quad (1)$$

Pour définir un tel modèle, il est essentiel de considérer quatre hypothèses fondamentales.

*Hypothèse 1 (H1)*

i) Le processus vectoriel de dimension  $r$   $\{(F_{1t}, F_{2t}, \dots, F_{rt})' \mid t \in \mathbb{N}\}$  est orthonormal et de bruit

blanc. Ainsi,  $E(F_{jt}) = 0$ ,  $Var(F_{jt}) = 1$  pour tout  $j$  et  $t$ ,  $F_{jt} \perp F_{j,t-k}$  pour tout  $j$  et  $t$  avec  $k \neq 0$  et  $F_{jt} \perp F_{s,t-k}$  pour tout  $s \neq j$ ,  $t$  et  $k$

ii) Soit  $n$  le nombre total de séries individuelles,  $e_{it} = \{e_{it}, i \in \mathbb{N}, t \in \mathbb{N}\}$  est un processus à double séquence

et pour chaque  $i$  on a d'abord  $e = \{(e_{1t}, e_{2t}, \dots, e_{nt})', t \in \mathbb{N}\}$  qui est un processus vectoriel stationnaire et de moyenne nulle. Ensuite  $e_{it} \perp F_{j,t-k}$  pour tout  $i, j, t$  et  $k$

iii) On considère que  $b_{ij}(L) = 0$  pour tout  $L \prec 0$ , et que les coefficients  $b_{ij}$  sont de carré sommable.

D'après l'hypothèse H1,  $y$  est un processus vectoriel de

dimension  $n$  et peut s'écrire  $y = \{(y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{nt})', t \in \mathbb{N}\}$ , où  $y_{it}$  est de moyenne nulle et stationnaire pour tout  $i$ .

Dans le modèle (1), les variables  $F_{jt}$   $j = 1, \dots, r$  sont appelés chocs communs et nous noterons  $\mathcal{X}_{it} = y_{it} - e_{it}$  la composante commune de  $y_{it}$ .

Contrairement aux modèles factoriels "classiques", ce modèle factoriel généralisé permet de tenir compte d'une éventuelle corrélation entre les composantes idiosyncratiques. On peut admettre également que la dimension interindividuelle,  $n$  est infinie.

*Hypothèse 2 (H2)*

Pour tout  $i \in \mathbb{N}$  il existe un réel  $c_i \succ 0$  tel que  $\sigma_{ii}(\theta) \leq c_i$ ,

$$\theta \in [-\pi, \pi]$$

*Hypothèse 3 (H3)*

Soit  $\Sigma(\theta)$  la matrice de densité spectrale du processus vectoriel  $y$  et  $\mathcal{G}_j$  la fonction<sup>3</sup> générant la  $j$ -ième valeur propre non négative de  $\Sigma(\theta)$  suivant un ordre décroissant. On note également  $\Sigma^z$  et  $\Sigma^e$  les matrices de densité spectrale commune et idiosyncratique, respectivement, et  $\mathcal{G}_j^z$  et  $\mathcal{G}_j^e$  les valeurs propres dynamiques respectives de ces composantes.

La première valeur propre dynamique de la composante idiosyncratique  $\mathcal{G}_1^e$  admet une limite pour tout  $i$ . En d'autres termes, il existe un réel tel que  $\mathcal{G}_1^e(\theta) \leq \Lambda$  pour tout  $\theta \in [-\pi, \pi]$  et tout  $i$ .

Il faut préciser que cette l'hypothèse est clairement remplie s'il y a absence de corrélation entre les  $y_{it}$ , précisément sur les valeurs passées et futures et si les densités spectrales de ces  $y_{it}$  admettent une limite uniforme. Mais on est ici dans un cadre plus général où on admet un nombre limité de corrélations interindividuelles dynamiques. H3 implique également que les causes idiosyncratiques des variations, bien que pouvant être les mêmes pour beaucoup d'individus du panel, produisent des effets portant sur un petit nombre d'entre eux et ont tendance à s'annuler lorsque  $n$  tend vers l'infini. Et de ce fait, elle est satisfaite si

$$\begin{cases} \text{var}(e_{it}) = 1, \text{ cov}(e_{it, i+h, t}) = \rho \neq 0 \\ \text{cov}(e_{it, i+h, t}) = 0 \text{ si } h > 1 \end{cases}$$

*Hypothèse 4 (H4)*

Les  $r$  premières valeurs propres dynamiques divergent pour  $\theta \in [-\pi, \pi]$  et on a alors

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathcal{G}_j^e(\theta) = \infty \text{ pour tout } j \leq r \text{ et } \theta \in [-\pi, \pi]$$

Cette hypothèse H4 implique que les corrélations pouvant exister entre les composantes communes sont minime. Elle

implique également que les  $F_{jt}$  ont des effets consistants pour la plupart des individus du panel.

Notons également à ce niveau que pour certains points de l'intervalle  $[-\pi, \pi]$ , la condition relative à la divergence des valeurs propres peut ne pas se vérifier. En effet, il n'est pas nécessaire que  $\theta$  puisse prendre toutes les valeurs de cet intervalle pour que  $H4$  se vérifie.

Sur la base de ces quatre hypothèses, Forni et al. font la conclusion (C4) suivante. Les  $r$  premières valeurs propres de  $\Sigma$  divergent, tandis que la  $(r+1)$  ième valeur propre admet une limite uniforme. Il existe ainsi un réel  $M$  tel que  $\mathcal{G}_{r+1}(\theta) \leq M$  pour tout  $\theta \in [-\pi, \pi]$  et tout  $i$ .

Cette conclusion est importante dans la mesure où elle permet de considérer que le comportement des valeurs propres dynamiques associées aux composantes inobservables  $\mathcal{X}$  et  $e$  peut être capté à travers l'étude du comportement des valeurs propres dynamiques relatives à  $y$ , qui est supposée être observable. Ainsi, si l'analyse des valeurs propres dynamiques de ces processus observables conduit à la conclusion selon laquelle les  $r$  premières valeurs propres de  $\Sigma$  divergent, tandis que la  $(r+1)$  ième admet une limite uniforme, alors l'hypothèse d'un modèle factoriel ( $r$  facteurs) peut être retenue

#### Méthode d'estimation et d'identification des facteurs communs

##### Méthode d'estimation des composantes communes

Forni et al. (2000a) ont construit un estimateur de  $\mathcal{X}_{it}$  pour tout  $i$ , et ont prouvé la consistance d'un tel estimateur. Ils considèrent la projection de  $y_{it}$  sur toutes les valeurs passées et futures des  $r$  premières composantes principales dynamiques de  $y$  obtenues à partir de  $\Sigma$ , la matrice de densité spectrale du panel. Notons que dans ce cas, la matrice de densité spectrale  $\Sigma(\theta)$  admet  $n$  vecteurs à valeurs complexes

$$p_j(\theta) = (p_{j,1}(\theta), p_{j,2}(\theta), \dots, p_{j,n}(\theta)) \quad ; \quad j = 1, 2, \dots, n \quad (2)$$

Tel que

(i)  $p_j(\theta)$  est un vecteur propre colonne de  $\Sigma(\theta)$  correspondant à  $\mathcal{G}_j$  ainsi  $p_j(\theta)\Sigma(\theta) = \mathcal{G}_j(\theta)p_j(\theta)$  pour tout  $\theta \in [-\pi, \pi]$

(ii)  $|p_j(\theta)|^2 = 1$  pour tout  $j$ , et tout  $\theta \in [-\pi, \pi]$

(iii)  $p_j(\theta)\tilde{p}_s(\theta) = 0$  pour tout  $j \neq s$  et  $\theta \in [-\pi, \pi]$

L'hypothèse d'orthogonalité des composantes communes pour les valeurs passées et futures permet d'écrire

$$\mathcal{X}_{it} = \underline{K}_i(L)y_t \quad (3)$$

Où

$K_i(\theta) = \tilde{p}_{1,i}(\theta)p_1(\theta) + \tilde{p}_{2,i}(\theta)p_2(\theta) + \dots + \tilde{p}_{r,i}(\theta)p_r(\theta)$  est un vecteur  $(1 \times n)$  de coefficients de pondérations.

Ainsi, cette projection orthogonale  $\mathcal{X}_{it}$  correspond à la somme des projections orthogonales des  $y_{it}$  sur chacune des  $r$  premières composantes principales dynamiques et de ce fait, les coefficients de la  $j$  ième projection orthogonale correspondent aux coefficients du filtre  $\tilde{p}_j(L)$ . L'estimateur de  $\mathcal{X}_{it}$  noté  $\hat{\mathcal{X}}_{it}$  est obtenu à partir de l'estimateur  $\hat{\Sigma}^T$  de la matrice de densité spectrale.

Le problème repose sur l'estimation de ces filtres qui permettent d'extraire les composantes communes. En considérant un point de troncature<sup>4</sup>  $M = M(T)$ , la procédure consiste à déterminer l'ensemble des matrices de covariance  $\Omega_k^T$  de  $y_t$  et  $y_{t-k}$  pour  $k = 0, 1, 2, \dots, M$  et calculer la transformation de Fourier discrète sur  $(2M+1)$  points correspondant aux séquences<sup>5</sup>  $\Omega_{(-M)}^T, \dots, \Omega_0^T, \dots, \Omega_M^T$ . Il s'agit précisément de déterminer<sup>6</sup>

$$\hat{\Sigma}^T(\theta_h) = \sum_{k=-M}^M \Omega_k^T \omega_k e^{-ik\theta_h} \quad (4)$$

Il convient ensuite de déterminer les  $r$  premières valeurs propres  $p_j^T(\theta_h)$  de  $\Sigma(\theta_h)$  pour  $j = 1, \dots, r$  et  $h = 0, 1, \dots, 2M$ .

Considérons maintenant les filtres  $\underline{K}_j(L)$ , avec  $j = 1, \dots, r$ . Pour  $h = 0, 1, \dots, 2M$ , on a

$$\underline{K}_i^T(\theta_h) = \tilde{p}_{1,i}^T(\theta_h) p_1^T(\theta_h) + \dots + \tilde{p}_{r,i}^T(\theta_h) p_r^T(\theta_h) \quad (5)$$

L'estimateur de ces filtres proposé par les auteurs est obtenu en utilisant l'inverse de la transformation de Fourier discrète de  $\underline{K}_i^T(\theta_h)$ , pour  $h = 0, 1, \dots, 2M$ . Ce qui revient à calculer

$$\underline{K}_{i,k}^T = \frac{1}{2M+1} \sum_{h=0}^{2M} \underline{K}_i^T(\theta_h) e^{ik\theta_h} \quad (6)$$

Pour  $k = -M, \dots, M$ , on a

$$\underline{K}_i^T(L) = \sum_{k=-M}^M \underline{K}_{i,k}^T L^k \quad (7)$$

Ainsi, pour chaque  $i$ , l'estimateur de la composante commune est obtenue de la manière suivante

$$\chi_{it}^T = \sum_{k=-M}^M \underline{K}_{i,k}^T y_{t-k} = \sum_{j=1}^r \sum_{k=-M}^M \underline{K}_{j,k}^T y_{j,t-k} \quad (8)$$

Où  $\underline{K}_{i,k}^T$  est un vecteur ( $1 \times n$ ) de coefficients de pondérations, et  $\underline{K}_{j,k}^T$  le  $j$ -ième élément de  $\underline{K}_{i,k}^T$  correspondant également au poids associé à la  $j$ -ième série.

#### Méthode de détermination du nombre de facteurs communs

Remarquons que la procédure d'estimation présentée ci-dessus suppose que le nombre de facteurs  $r$  est connu. Mais en pratique,  $r$  n'est pas connu au préalable et doit être déterminé. La conclusion (C4) peut être exploitée pour procéder à la détermination du nombre de facteurs. En effet, comme nous l'avons souligné, si le nombre de

facteurs est égal à  $r$  alors les  $r$  premières valeurs propres dynamiques de  $\Sigma(\theta)$  divergent tandis que la  $(r+1)$  ième converge uniformément. La solution est ainsi d'analyser ces valeurs propres relativement à  $n$ .

Par exemple si  $T$  observations sont disponibles pour  $n$  séries  $y_{it}$ , les matrices de densité spectrale  $\Sigma_q^T$  (avec  $q \leq n$ ) peuvent être estimées pour ensuite déterminer les valeurs propres dynamiques  $\mathcal{G}_{ij}^T$ .

Finalement, pour déterminer  $r$  empiriquement, on peut considérer que les valeurs propres dynamiques calculées à partir de  $\Sigma_q^T$ ,  $q = 1, \dots, n$  admettent les deux caractéristiques suivantes

(i) la moyenne en fonction des fréquences  $\theta$  des  $r$  premières valeurs propres dynamiques déterminées empiriquement divergent, tandis que la moyenne de la  $(r+1)$  ième est relativement stable.

(ii) En prenant  $q = n$ , il existe un écart substantiel  $\alpha$  entre la variance expliquée par la  $r$ -ième composante principale et la variance expliquée par la  $(r+1)$  ième. Il s'agit ainsi de choisir  $r$  tel que?

$$\left\{ \begin{array}{l} \frac{\mathcal{G}_{r+1}^T}{\sum_{i=1}^n \mathcal{G}_i^T} < \alpha < \frac{\mathcal{G}_r^T}{\sum_{i=1}^n \mathcal{G}_i^T} \\ \frac{\sum_{i=1}^r \mathcal{G}_i^T}{\sum_{i=1}^n \mathcal{G}_i^T} \geq 0.5 \end{array} \right.$$

Avec  $\frac{\mathcal{G}_j^T}{\sum_{i=1}^n \mathcal{G}_i^T}$ , variance expliquée par le  $j$ -ième choc commun

## Résultats empiriques

Nous illustrerons cette analyse en étudiant la nature et l'étendue des co-mouvements des cycles d'affaires des 13 pays<sup>8</sup> qui constituent la zone CFA. Nous essayerons par la même occasion d'étudier le degré de synchronisation des deux sous zones (UEMOA et CEMAC). Il s'agit ainsi d'examiner si la synchronisation de l'évolution de la croissance du PIB entre ces deux groupes de pays et au sein même de l'ensemble des pays de la zone CFA peut être expliquée par l'existence de facteurs communs.

### Présentation des données et estimation de $r$ .

Avant de procéder à l'estimation de la composante commune du PIB de chacun des 13 pays, nous avons d'abord déterminé le nombre de facteurs communs de cet espace monétaire. Pour cela, une matrice de densité spectrale est construite en utilisant cinq indicateurs macroéconomiques à savoir le PIB, la production industrielle, l'investissement, l'indice des prix à la consommation et la consommation privée. La plupart de ces données sont issues des *World Development Indicators (WDI)* de la banque mondiale et couvrent la période de 1980 à 2004. Il s'agit du Produit intérieur brut (PIB), de la consommation privée (Cons) et de la production industrielle (Ind). L'investissement<sup>9</sup> (Inv) est issu du *Penn World Table 6.2 (PWT 6.2)* et l'indice des prix est obtenu à partir des statistiques Centre de Recherches Statistiques, Economiques et Sociales et de Formation pour les Pays Islamiques (SESERIC).

TABLEAU 1: LES DONNEES

Pays	PIB	Inv.	Ind.	Cons.	IP
<b>Bénin</b>	x	x	x	x	-
<b>Burkina Faso</b>	x	x	x	x	x
<b>centrafrique</b>	x	x	x	-	-
<b>Côte d'Ivoire</b>	x	x	x	x	x
<b>camerou</b>	x	x	x	x	x
<b>Rép. Congo</b>	x	x	-	-	-
<b>Gabon</b>	x	x	x	x	x
<b>guinée Bissau</b>	x	x	x	x	-
<b>Mali</b>	x	x	x	x	-

<b>Niger</b>	x	x	x	-	x
<b>Sénégal</b>	x	x	x	x	x
<b>Tchad</b>	x	x	x	x	-
<b>Togo</b>	x	x	x	x	x

(X) séries disponibles (...) séries indisponibles

En raison de restrictions sur la disponibilité des données certaines séries sont exclues (voir tableau1). Ainsi pour la matrice de densité spectrale, on a  $n = 55$  et  $T = 25$ . Pour tenir compte de l'hypothèse  $H1$  (série stationnaire<sup>10</sup> et de moyenne nulle), toutes les variables sont

prises en logarithme puis différenciées, elles sont ensuite normalisées en soustrayant la moyenne pour chaque série et en divisant par l'écart-type.

TABLEAU 2 \_ RESULTATS<sup>11</sup> ESTIMATION DE  $r$

$n = 55$ ;  $T = 25$ ;  $M = 2$   $\mathcal{G}_r^T(\theta_h)$

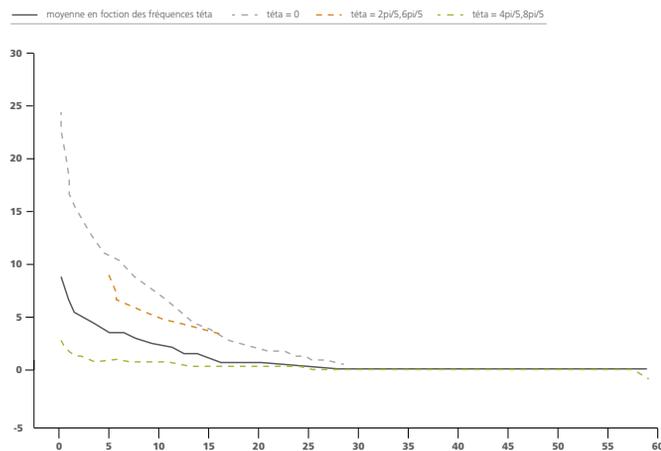
$\mathcal{G}_r^T(\theta_h)$	$h=0$	$h=1$	$h=2$	$h=3$	$h=4$	$\frac{\sum_{h=0}^{2M} \mathcal{G}_r^T(\theta_h)}{2M+1}$	$\frac{\mathcal{G}_r^T}{\sum_{i=1}^n \mathcal{G}_i^T}$	$\frac{\sum_{i=1}^r \mathcal{G}_i^T}{\sum_{i=1}^n \mathcal{G}_i^T}$
$r=1$	25.11	7.59	2.52	7.59	2.52	9.07	0.16	0.16
$r=2$	16.29	5.23	1.24	5.23	1.24	5.85	0.11	0.27
$r=3$	15.16	4.56	0.90	4.56	0.90	5.22	0.09	0.37
$r=4$	12.46	4.07	0.82	4.07	0.82	4.45	0.08	0.45
$r=5$	11.02	3.52	0.70	3.52	0.70	3.89	0.07	0.52

L'estimation de la matrice de densité spectrale (avec un point de troncature  $M(T) = 2$ ) a permis de détecter cinq facteurs communs ( $r = 5$ ) révélés par l'étude des valeurs propres dynamiques et en utilisant le critère de sélection.

Le graphique suivant représente les valeurs propres issues des matrices de densité spectrale  $\Sigma^T(\theta)$  estimées selon les différentes fréquences  $\theta$ . Le graphique permet également de visualiser les moyennes à partir des différentes fréquences.

GRAPHIQUE 1: VALEURS PROPRES ISSUES DES MATRICES DE DENSITE SPECTRALE ESTIMEES (SELON LES FREQUENCES  $\theta_k$ ) POUR L'ENSEMBLE DES VARIABLES

$n = 55$ ;  $T = 25$ ;  $M = 2$



Notons enfin qu'en tenant compte de la variance expliquée par les  $r$  facteurs communs, nous avons fixé un écart  $\alpha = 0,10$  comme critère de sélection du nombre de facteurs à retenir.

Evolution du cycle d'affaire de la Zone CFA et analyse des co-mouvements 1980-2004

### a Evolution du cycle d'affaire de la Zone CFA

L'estimation des composantes communes du PIB de ces 13 pays est basée sur la prise en compte de cinq facteurs communs expliquant 71% de la variance du taux de croissance du PIB (Cf. tableau A4 en annexe) dans cette région. Comme l'ont suggéré Forni et al., nous avons utilisé les composantes communes de chacun de ces pays pour déterminer la composante commune à l'ensemble de la zone CFA. Il s'agit de construire une moyenne pondérée par le niveau du PIB. L'indicateur ainsi obtenu décrit l'état de l'économie de la zone CFA dans le temps.

Pour vérifier la pertinence du choix du PIB comme indicateur de référence permettant de décrire les variations cycliques de l'économie de cette union monétaire, nous

avons également estimé la composante commune des autres variables du système et pour chaque variable de chaque pays nous avons déterminé la moyenne des coefficients de corrélation avec celles des autres séries du pays correspondant (tableau 3). Ceci permet de mesurer le degré de synchronisation de chaque variable avec les autres variables du même pays.

TABLEAU 3: CORRELATION MOYENNE DE LA COMPOSANTE COMMUNE DE CHAQUE VARIABLE AVEC LA COMPOSANTE COMMUNE DES AUTRES VARIABLES DU MÊME PAYS

Pays	PIB	Inv.	Ind.	Cons.	IP
<b>Zone CFA</b>	0.41	0.34	0.24	0.21	0.11
<b>Bénin</b>	0.27	0.04	0.03	0.09	-
<b>Burkina Faso</b>	0.35	0.25	0.06	0.23	-0.15
<b>Centrafrique</b>	0.09	0.13	-0.10	-	-
<b>Côte d'Ivoire</b>	0.25	0.11	0.11	0.20	-0.00
<b>Cameroun</b>	0.36	0.26	0.29	0.20	0.02
<b>Rép. Congo</b>	0.23	0.23	-	-	-
<b>Gabon</b>	0.30	0.30	0.37	-0.02	0.12
<b>Guinée Bissau</b>	0.36	0.19	0.25	0.40	-
<b>Mali</b>	0.33	0.09	-0.04	0.31	-
<b>Niger</b>	-0.12	0.14	0.02	-	0.14
<b>Sénégal</b>	0.22	0.08	0.13	0.19	-0.19
<b>Tchad</b>	0.35	-0.07	0.17	0.26	-
<b>Togo</b>	0.30	0.25	0.32	0.18	0.18

(...) séries indisponibles

Les résultats montrent que, pour la plupart des pays et pour l'ensemble de la Zone CFA, la composante commune du PIB enregistre le plus grand coefficient de corrélation moyen. Ce qui appuie la pertinence du choix du PIB comme indicateur de référence. Cependant, il faut préciser que du fait de l'importance des effets idiosyncratiques qui caractérise généralement les économies de l'Afrique subsaharienne et particulièrement celles de la Zone CFA, il ne serait pas opportun d'utiliser directement le PIB à la place de la composante commune du PIB comme indicateur de référence. En effet, le tableau 5 permet de constater que

29% de la variance du taux de croissance du PIB de la Zone CFA est expliquée par la composante idiosyncratique.

GRAPHIQUE 2: COMPOSANTE COMMUNE DU PIB DE LA ZONE CFA



Le graphique 2 montre que les variations cycliques que connaît l'économie de la zone CFA enregistre son pic le plus élevé en 1985, et à partir de cette année commence une période de forte baisse qui va durer jusqu'à 1993 avec parfois des phases ascendantes en 1986-1989 et 1990-1991. En effet, à partir de 1985, on note un retournement des cours des principales matières exportées par les pays membres et une dépréciation du dollar<sup>12</sup>. Cette situation a conduit à l'interruption d'une longue période de croissance soutenue. Durant la période 1985-1992, on assiste à une dégradation des termes de l'échange d'environ 45% pour l'ensemble de ces pays, et ainsi les recettes à l'exportation ont fortement diminué.

Face à cette situation dont les conséquences économiques sont accentuées par le poids de la dette contracté par ces pays, les institutions de Bretton Woods procèdent en 1993, à la suspension de l'aide et préconisent un ajustement monétaire. Afin de résorber les déséquilibres économiques et financiers qui se sont manifesté au cours de cette période, les pays africains procèdent à la modification de la parité du franc CFA. Les conséquences sont très vite ressenties, l'inflation est limitée et la croissance a repris son envol. Ce qui se traduit par une nouvelle phase ascendante

du cycle d'affaire de la Zone CFA pour la période 1994-1997. A partir de 1998, la croissance connaît à nouveau un net fléchissement qui se poursuivra jusqu'en 2000, période à partir de laquelle les pays de la Zone CFA enregistrent une croissance économique plus ou moins contrastée, mais dans l'ensemble ces pays parviennent à maintenir un cadre macroéconomique mieux maîtrisé.

### b Co-mouvements au sein de la Zone CFA

L'analyse comparative de l'évolution des cycles d'affaires de ces pays par rapport à celui de l'ensemble de la Zone CFA révèle une forte synchronisation du cycle économique de cette dernière avec la plupart des pays qui la composent (tableau 4). Ces co-mouvements sont plus nets avec les pays comme la Côte d'Ivoire, le Sénégal, le Burkina Faso et le Cameroun.

Ces pays ont en général un poids économique considérable au sein de la Zone CFA et influencent assez nettement son cycle économique. Par exemple, la Côte-d'Ivoire représente 40 % du PIB de l'UEMOA et le Cameroun réalise la moitié du produit intérieur de la zone d'émission de la CEMAC. Ces deux pays sont ainsi les principaux producteurs de la région et en plus la Côte d'Ivoire est le pays qui réalise la plus grande part des exportations intra régionale. Ainsi, en plus de l'influence qu'elle exerce sur l'union de par sa taille économique, on note une influence née des relations commerciales entretenues avec le reste de l'Union. Le coefficient de corrélation de la composante commune de la Côte d'Ivoire avec celle de l'ensemble de la Zone est d'ailleurs le plus élevé ( 0.79 ).

Un autre facteur est l'existence de forts liens politico-économiques au sein même des pays de l'union facilités par l'appartenance à une même union monétaire et la proximité géographique. Ce partenariat économique est aujourd'hui appuyé par un objectif de surveillance multilatéral fixé par un comité de convergence et permettant de consolider ces liens qui constituent des facteurs importants d'intégration économique.

A côté de ceci, il faut signaler également l'effet des politiques communes appuyées depuis les indépendances

par les anciens colonisateurs et surtout par les institutions internationales (FMI, Banque Mondiale) et qui jouent un rôle considérable sur la dynamique du cycle d'affaire de la zone CFA.

On note une absence de co-mouvement entre la Zone CFA et les pays comme le Mali, la République Congo, la Guinée Bissau et le Gabon qui enregistrent les plus faibles coefficients de corrélation, qui sont respectivement de 0.04 0.06 0.19 0.31.

Rappelons que le Mali qui avait préféré créer sa propre banque d'émission après les indépendances n'a effectivement réintégré l'UMOA (Union Monétaire Ouest Africaine) qu'en 1984 lorsque la banque du Mali opta pour le transfère de son privilège d'émission à la BCEAO. Ceci avait nécessité un long processus d'assainissement financier car le Mali enregistrait de graves difficultés d'ordres financiers. D'autre part, il faut également signaler que c'est un pays qui a des ressources naturelles très limitées. Il importe beaucoup de biens manufacturés et son économie est principalement basée sur le coton qui est soumis aux aléas climatiques et aux variations des cours mondiaux. Ainsi, même si le Mali a 76% de son taux de croissance expliqués par sa composante commune, celui-ci a du mal à suivre correctement l'évolution du cycle économique de la zone.

La Guinée Bissau est un pays qui est entré tardivement (1997) dans la zone CFA. Seul 43% de la variance de son taux de croissance est expliquée par sa composante commune à la Zone CFA. Son économie est également très faible, basée principalement sur l'exportation de noix de cajou et de ce fait, ses performances individuelles tant sur le plan économique que sur le plan politique sont loin d'être une référence.

TABLEAU 4: CORRELATION DE LA COMPOSANTE COMMUNE DE CHAQUE PAYS AVEC LA COMPOSANTE COMMUNE DE LA ZONE CFA

Pays	Corrélation	Significativité
<b>Côte d'Ivoire</b>	0.79 ***	0.0000
<b>Sénégal</b>	0.76 ***	0.0000
<b>Burkina Faso</b>	0.73 ***	0.0000
<b>Centrafrique</b>	0.73 ***	0.0000
<b>Cameroun</b>	0.69 ***	0.0001
<b>Bénin</b>	0.58 ***	0.0023
<b>Tchad</b>	0.52 ***	0.0072
<b>Togo</b>	0.43 **	0.0328
<b>Niger</b>	0.40 **	0.0474
<b>Gabon</b>	0.31	0.1298
<b>Guinée Bissau</b>	0.19	0.3676
<b>Rép. Congo</b>	0.06	0.7613
<b>Mali</b>	0.04	0.8548

Pour le cas du Gabon, même si son économie se porte bien de manière générale grâce notamment à ses rentes pétrolières, ses échanges commerciaux sont essentiellement tournés vers l'Occident notamment la France et les Etat Unis et récemment vers la Chine. Ce qui fait que le Gabon, bien qu'appartenant à la zone CFA a des relations commerciales très réduites avec les autres pays de l'union. Par exemple, en 2006 les exportations du Gabon vers la CEMAC ne représentent que 0,71% du total de ses exportations et les importations représentent à peine 4,1%. Et en outre, puisque le Gabon est une petite économie (avec une population estimée à seulement 1,2 millions d'habitants), il n'arrive pas comme la Côte d'Ivoire ou le Cameroun, à influencer considérablement l'évolution du cycle économique de la zone CFA. C'est plutôt l'effet contraire qui est constaté. Car le Gabon a malgré tout 67% de sa croissance économique expliquée par sa composante commune.

TABLEAU 5: VARIANCE EXPLIQUÉE PAR LA COMPOSANTE COMMUNE DE CHAQUE PAYS

Pays	Variance expliquée par la composante commune
<b>Zone CFA</b>	<b>0.71</b>
<b>Niger</b>	0.88
<b>Burkina Faso</b>	0.81
<b>Mali</b>	0.76
<b>Rép. Congo</b>	0.75
<b>Côte d'Ivoire</b>	0.74
<b>Sénégal</b>	0.68
<b>Gabon</b>	0.67
<b>Bénin</b>	0.66
<b>Centrafrique</b>	0.61
<b>Cameroun</b>	0.59
<b>Togo</b>	0.43
<b>Tchad</b>	0.43
<b>Guinée Bissau</b>	0.43

Soulignons enfin que globalement, le niveau des échanges commerciaux entre les pays de la Zone CFA est assez bas et le pétrole et les produits agricoles tels que le cacao, le coton et le café sont les principaux produits de base exportés. Et de ce fait pour expliquer cette synchronisation du cycle économique de l'union avec la plupart des pays qui le composent, il faut nécessairement prendre en compte la coordination des politiques économiques sous régionales qui constitue un facteur important d'intégration sous régionale et donc de co-mouvement économique (Poncet, 2006).

### c Co-mouvements au sein de l'UEMOA

Au sein de l'UEMOA, on retrouve la forte domination de l'économie ivoirienne qui représente en 2006 environ 40% de la masse monétaire et cette même part du PIB.

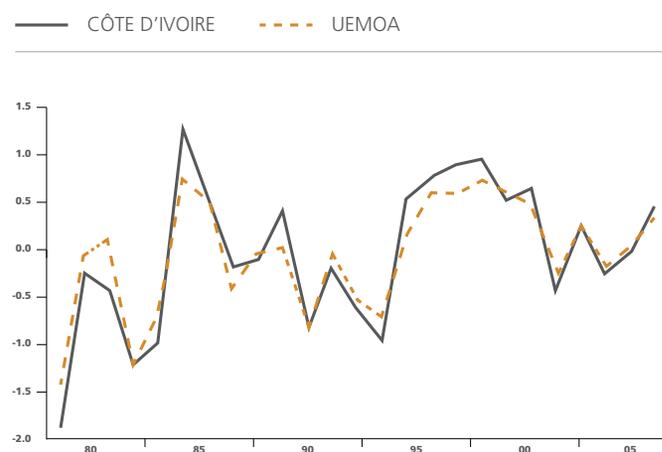
TABLEAU 6: CORRELATIONS DES COMPOSANTES COMMUNES UEMOA / PAYS MEMBRES

Pays	Corrélation	Significativité
<b>Côte d'Ivoire</b>	0.96***	0.0000
<b>Burkina Faso</b>	0.82***	0.0000
<b>Sénégal</b>	0.79***	0.0000
<b>Niger</b>	0.61***	0.0010
<b>Togo</b>	0.37*	0.0701
<b>Bénin</b>	0.32	0.1193
<b>Mali</b>	0.27	0.1884
<b>Guinée Bissau</b>	0.05	0.8279

Ainsi, la Côte d'Ivoire est l'un des principaux fournisseurs de ses voisins de l'UEMOA (Burkina Faso, Mali, Niger, Bénin...), ce qui crée une bonne relation de dépendance avec eux. 74% du taux de croissance ivoirienne est expliqué par sa composante commune.

Comme le montre le graphique 3, il existe une forte synchronisation du cycle d'affaire de la Côte d'Ivoire avec celui de l'UEMOA. Le coefficient de corrélation entre la composante commune de la Côte d'Ivoire et celle de l'ensemble de la zone UEMOA est de 0.96.

GRAPHIQUE 3: COMPOSANTES COMMUNES CÔTE D'IVOIRE/UEMOA



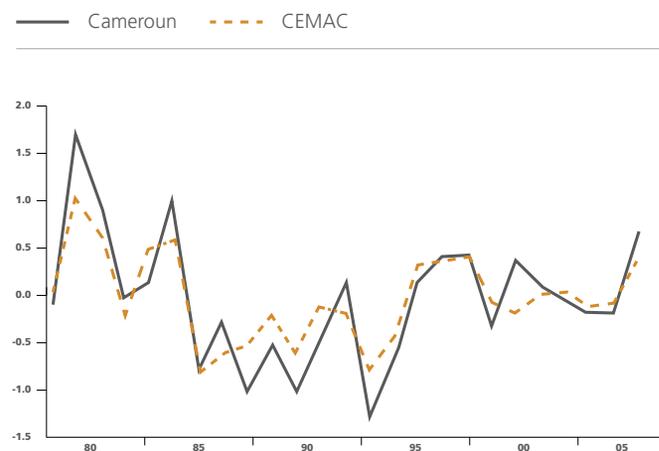
On note également l'existence de fortes co-fluctuations entre l'UEMOA et les pays comme le Burkina Faso, le Sénégal et le Niger dont les coefficients de corrélation de leurs composantes communes avec celle de la zone UEMOA sont respectivement 0.82 0.79 et 0.61. Ces pays sont en effet assez dépendants de l'UEMOA, par exemple 24,6% des exportations sénégalaises sont destinées à la zone UEMOA en 2005. Le Niger constitue avec le Mali et le Burkina Faso, le groupe de pays qui importe le plus des autres pays de la zone UEMOA soit entre 20% et 25% en 1999 (Latif et Laye, 2007).

La composante commune de la Guinée Bissau est la plus faiblement corrélée avec celle de l'UEMOA avec un coefficient de corrélation égal à 0.05, c'est un pays qui enregistre des effets idiosyncratiques importants. Relativement aux autres pays de la région entrés plus tôt dans l'union, l'inflation a été très forte en Guinée Bissau au cours des années 1990, puisqu'elle a atteint 34,4 % par an (BAD, 2000).

#### d Co-mouvements au sein de la CEMAC

Au niveau de la zone CEMAC, la domination de l'économie camerounaise est très nette. En 2004, ce pays représente à lui seul près de 50% du PIB de la CEMAC. Cette zone est constituée de pays dont l'économie est fortement basée sur le pétrole qui représente 40% des échanges en valeur du Cameroun, 50% des exportations et 29% des importations (Banque de France , 2002).

GRAPHIQUE 4: COMPOSANTES COMMUNES CAMEROUN/CEMAC



Le problème du développement des échanges commerciaux se fait plus sentir au niveau de cette zone CEMAC. Celle-ci souffre de sérieux problèmes d'enclavement qui entravent les échanges commerciaux et le Cameroun détient environ 45% du total du réseau routier. En exemple, le Cameroun qui est le principal exportateur n'a que 6% de sa part de commerce destinée à la CEMAC en 1999. Les principaux importateurs sont la République centrafricaine et le Tchad avec respectivement 15% et 22% des importations totales en 1999.

TABLEAU 7: CORRELATIONS DES COMPOSANTES COMMUNES CEMAC/ PAYS MEMBRES

Pays	Corrélation	Significativité
<b>Cameroun</b>	0.91 ***	0.0000
<b>Rép. Congo</b>	0.67 ***	0.0003
<b>Centrafrique</b>	0.46 **	0.0220
<b>Gabon</b>	0.30	0.1444
<b>Tchad</b>	0.27	0.1836

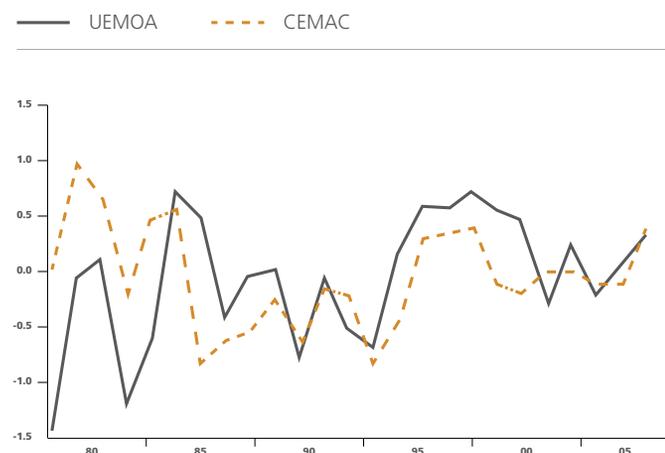
Avec des coefficients de corrélations respectifs de 0.27 et 0.30, le Tchad et le Gabon sont les pays de la Zone CEMAC dont le cycle d'affaire subit, de la part de cette union,

une influence statistiquement insignifiante. L'activité économique Tchadienne est fortement secouée par des guerres civiles et des coups d'état qui ont tendance à neutraliser les effets liés aux politiques initiées dans le cadre de la CEMAC.

### e Co-mouvements CEMAC/UEMOA

S'agissant de l'UEMOA et la CEMAC on note un co-mouvement relativement important avec un coefficient de corrélation de leurs composantes communes égal à 0.30, ceci malgré l'existence de faibles relations commerciales inter régionales.

GRAPHIQUE 5: COMPOSANTES COMMUNES CEMAC/ UEMOA



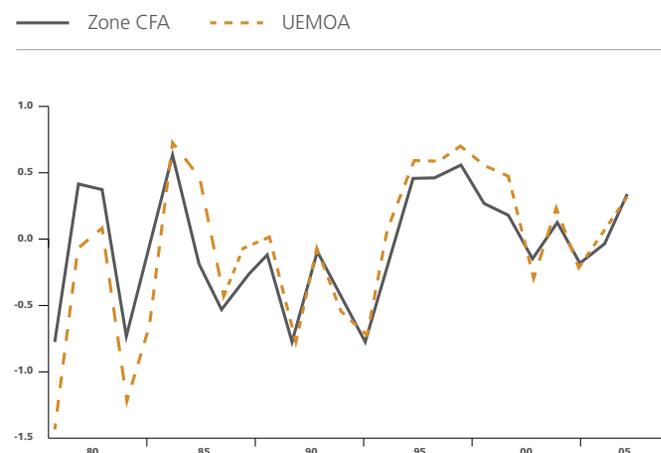
Les exportations de la CEMAC vers l'UEMOA représentaient seulement 0,25 % des exportations totales de la CEMAC vers le monde en 2000 et 10 % de ses exportations à destination de l'Afrique, tandis que ses importations en provenance de l'UEMOA comptaient pour 2,5 % de ses importations totales. De même, les exportations de l'UEMOA vers la CEMAC s'élevaient à 2 % de son total d'exportations vers le monde en 2000 et à 7 % de ses exportations vers l'Afrique. En outre, pour cette même année, les importations de l'UEMOA en provenance de la CEMAC représentaient seulement 0,3 % de ses importations totales (CCI<sup>13</sup>, 2003).

Les échanges intra régionaux sont relativement plus développés au sein de l'UEMOA. En effet, la valeur des exportations entre les pays membres de la CEMAC représentait seulement 1,2 % des exportations totales de la région en 2000, tandis que la valeur des exportations entre les pays membres de l'UEMOA comptait pour 15 % des exportations totales de la région.

Au début des années 1990, le commerce intra régional de la CEMAC a globalement diminué s'élevant à 124 millions de dollars en 2000, contre 139 millions en 1990. A l'inverse, le commerce intra régional de l'UEMOA a augmenté durant cette même période, passant de 614 millions de dollars en 1990 à 847 millions de dollars en 2000. La Côte d'Ivoire, qui est le plus grand exportateur et importateur de la région, assure par ailleurs près de 75 % du commerce intra-régional de l'UEMOA en 2005 (Commission de l'UEMOA, 2007).

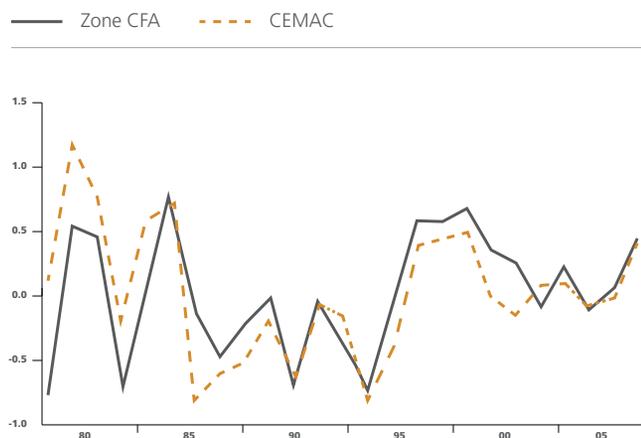
Avec la forte influence de la Côte d'Ivoire et du Sénégal qui ont un poids économique important au sein de la zone CFA, l'UEMOA domine économiquement la CEMAC et connaît un cycle d'affaire qui influence considérablement la zone CFA. Le coefficient de corrélation de la composante commune de l'UEMOA et celle de l'ensemble de la zone CFA est de 0.86. Les co-fluctuations entre ces deux entités sont illustrées par le graphique 6.

GRAPHIQUE 6: COMPOSANTES COMMUNES Zone CFA/ UEMOA



Concernant la zone CEMAC, le coefficient de corrélation de sa composante commune avec celle de toute la zone CFA est égal à 0.74. A l'instar de la zone UEMOA, l'évolution économique de la CEMAC suit assez nettement celle de la zone CFA.

GRAPHIQUE 7: COMPOSANTES COMMUNES CFA/CEMAC



Ainsi, malgré des relations d'échange limitées avec le reste de l'union (UEMOA), le cycle d'affaire de la CEMAC reste bien synchronisée avec celle de l'ensemble de la zone. Ce qui fait penser à l'importance jouée par la soumission de ces pays à des politiques communes de développement économique qui, combinées aux conséquences relatives à la proximité géographique produit des co-fluctuations économiques relativement importantes.

Les politiques de coordination comme facteurs de co-mouvements économiques des pays de la zone CFA

Il est reconnu aujourd'hui que l'intégration monétaire constitue un facteur de convergence des cycles d'affaires. De nombreux auteurs ont souligné cet aspect, C'est l'exemple de Grauwe (1997) qui met en évidence le lien existant entre le régime des taux de change et la synchronisation des cycles d'affaires. Au niveau de la Zone CFA, ceci est renforcé par les politiques de coordination et de stabilité (notamment des prix) initiées par les pays membres.

En effet, les termes de l'échange et les prix relatifs constituent un bon canal de transmission. De la même manière que cela pourrait être une réponse de l'offre d'exportation à l'évolution des prix à l'exportation, l'impact des termes de l'échange pourrait également agir par le biais d'un effet revenu qui pourrait conduire à des changements sur la demande intérieure (Kouparitsas, 1996). Ainsi, une amélioration des termes de l'échange d'un pays est nécessaire pour induire une amélioration du niveau des exportations nettes et du PIB. D'autre part, puisque les intrants et les biens d'équipements constituent les principales importations des pays de la zone CFA, une hausse des prix de l'un de ces biens constituerait un choc négatif sur la production (Hoffmaister et al., 1998b). Le rapport entre le prix des matières premières et des biens d'investissement sur le prix des produits intérieurs peut constituer la variable d'intérêt permettant de capter ce canal de transmission.

Il existe aujourd'hui dans la littérature économique un large débat sur le comportement cyclique des prix. En utilisant une méthode de décomposition de la variance, Kose et Riezman (2001) ont constaté que les chocs commerciaux représentent environ 45% de la variation de la production globale dans les pays de l'Afrique subsaharienne. Cet impact se manifeste grâce à des changements dans les prix relatifs des biens intermédiaires.

## CONCLUSION

L'analyse révèle que malgré la faiblesse des relations commerciales (relativement au potentiel d'échange) entre les pays de la zone CFA, il existe un co-mouvement économique assez important entre la plupart des pays de cette zone. Ces co-mouvements sont fortement "dictés" par les pays "leaders" à savoir la Côte d'Ivoire, le Cameroun dont les composantes communes sont fortement corrélées à celle de l'ensemble de la Zone CFA.

Cependant certains pays comme le Congo, le Gabon et la Guinée-Bissau semblent connaître des cycles d'affaires moins influencés par celui de l'ensemble de la Zone CFA. Le Congo et la Guinée-Bissau sont souvent affectés par une

instabilité politique qui perturbe leurs activités économiques et en outre la Guinée-Bissau a tardivement effectué son entrée dans la Zone franc. Quand au Gabon, comme nous l'avons souligné, son activité économique est largement plus dépendante de pays hors Zone CFA.

L'analyse menée au niveau des deux sous zones confirme la forte influence du cycle d'affaire ivoirien sur celui de l'UEMOA et celui du Cameroun sur la zone CEMAC. Par ailleurs, nous avons vu qu'à ce niveau, la CEMAC présente une configuration moins semblable à celle de l'ensemble formé par les pays de cet espace monétaire. Le Tchad semble être beaucoup moins influencé par le cycle d'affaire de la CEMAC que par celui de la zone CFA prise globalement. En d'autres termes, pour ce qui concerne le Tchad, les politiques globales initiées dans le cadre de la Zone franc ont tendance à produire des effets beaucoup plus perceptibles que celles mises en œuvre localement au sein du groupe CEMAC. Ce qui n'est pas le cas pour le Congo dont les fluctuations économiques restent cette fois très liées à celles de la sous zone CEMAC.

Par ailleurs, nous soulignerons le rôle joué par les stratégies de développement économique expérimentées de manière collective par les bailleurs au cours de ces dernières années et qui peuvent également expliquer une importante part des co-mouvements économiques notées au sein de l'union. Les objectifs visés par ces initiatives et qui généralement restent les mêmes pour ces pays, finissent par créer des chocs communs qui ont tendance à favoriser la synchronisation de l'évolution de l'activité économique de la plupart de ces pays.

## BIBLIOGRAPHIE

- Bai, J., Ng, S., 2002. "Determining the number of factors in approximate factor models". *Econometrica* 70, 191–221.
- Banque de France, 2002. La zone franc. *Note d'information* N° 127.
- Breitung, J., Eickmeier, S., 2005. "Dynamic factor models". *Deutsche Bundesbank* N°38.
- Centre du Commerce International, 2003. Analyse statistique des flux des échanges commerciaux intra-et inter-régionaux de la CEMAC et de l'UEMOA. *Document* de travail
- Connor, G., Korajczyk, R., 1993. "A Test for the Number of Factors in an Approximate Factor Model". *The Journal of Finance* XLVIII, N°4.
- Cragg, J.G., Donald, S.G., 1997. "Inferring the rank of a matrix". *Journal of econometrics* 76, 223-250.
- Croux et al., 2004. "Dynamic factor models". *Journal of econometrics* 119, 223-230
- Davis, Steven J & Haltiwanger, John C, 1992, "Gross Job Creation, Gross Job Destruction, and Employment Reallocation," *The Quarterly Journal of Economics*
- Diagne, A., Doucouré, F.B., (2004). Les canaux de transmission de la politique monétaire dans les pays de l'UEMOA, Consortium pour la recherche économique et sociale, *Université Cheikh Anta Diop de Dakar*.
- Edjo, E.M.T., 2003. Analyse économétrique de la croissance, de la convergence et des changements structurels dans les pays de la zone FCFA: une approche par les séries temporelles. *Thèse Université de Bourgogne*, sous la direction de Pichery M.C. et de Ertur C. K.
- Forni, M., Hallin, M., Lippi, M., Reichlin, L., 2001. "Coincident and leading indicators for the Euro area". *The Economic Journal* 111, 62–85.
- Forni, M., Hallin, M., Lippi, M., Reichlin, L., 2004. "The generalized dynamic factor model consistency and rates". *Journal of Econometrics* 119, 231 – 255.
- Forni, M., Lippi, M., 2001. "The generalized factor model: representation theory". *Econometric Theory* 17, 1113–1141.
- Forni, M., Reichlin, L., 1998. "Let's get real: a factor analytical approach to disaggregated business cycle dynamics". *Review of Economic Studies* 65, 453–473.
- Geweke, J., 1977. "The dynamic factor analysis of economic time series". In: *Aigner, D.J., Goldberger, A.S.(Eds.), Latent Variables in Socio-Economic Models*. North-Holland, Amsterdam.
- Hoffmaister, A., Roldos, E., and Wickham, P. 1998b. "Macroeconomic fluctuations in sub-saharian Africa". *IMF Staff Paper*, 45(1):132–160.
- Horvath, M. T. and Verbugge, R., 1996, "Shocks and Sectoral Interactions: An Empirical Investigation" (Manuscript)
- Kabundi, A., Loots, L., 2007. "Co-movement between

South Africa and the Southern African Development Community: An empirical analysis". *Economic Modelling* 24, 737–748

Kapetanios G., 2007. "Dynamic factor extraction of cross-sectional dependence in panel unit root tests". *Journal of Applied Econometrics* 22, 313–338

Kose, M.A., Otrok, C., Whiteman, C.H., 2003. "International Business Cycles: World, Region, and Country-Specific Factors". *The American Economic Review* 93, N°4.

Kose, M.A., Riezman, R. 1999. "Trade Shocks and Macroeconomic Fluctuations in Africa". CESifo Working Paper No. 203.

Kouparitsas, M., 1996. "North-south business cycles". *Federal Reserve Bank of Chicago*. Working Paper Series 96-9

Latif, D., Laye, O., 2007. "Impact on the bilateral trade in uemoa and cemac zone: Structural VAR approach". *Munich Personal RePEc Archive* N° 2088.

Lilien, D.M., 1982, "Sectoral shifts and cyclical unemployment", *Journal of Political Economy*, 90, 777-793

Lumsdaine R.L., Prasad E.S., 1997. "Identifying the common component in international economic fluctuations". *NBER working paper series* N°5984.

Nyembwe, A., Kholodilin, K.M., 2005. "North–South Asymmetric Relations: Does Business Cycle Convergence in EMU Affect Small African Economies?" *Université Catholique de Louvain*.

Poncet, S., Barthélemy, J., 2006, Ampleur et déterminants des cycles d'activité en Chine. *Université Paris 1*.

Rose, A. K., 1999. " One Money, One Market: Estimating the Effect of Common Currencies on Trade ". *National Bureau of Economic Research*. Document de travail no 7432,

Sargent, T.J., Sims, C.A., 1977. "Business cycle modelling without pretending to have too much a priori economic theory". In: *Sims, C.A. (Ed.), New Methods in Business Research*. *Federal Reserve Bank of Minneapolis*, Minneapolis.

Stock, J.H., Watson, M.H., 1989. "New indexes of coincident and leading economic indicators". *NBER Macroeconomic Annual* 351–394.

Yang, X., 2003. "The Role of World Common Shocks in International Economic Fluctuations". Working Paper

## ANNEXES

TABLEAU A1: CORRELATIONS COMPOSANTES COMMUNES CIV / AUTRES MEMBRES UEMOA

Pays	Corrélation	Significativité
<b>Burkina Faso</b>	0.70 ***	0.0001
<b>Sénégal</b>	0.63 ***	0.0008
<b>Niger</b>	0.61 ***	0.0012
<b>Togo</b>	0.40 **	0.0467
<b>Mali</b>	0.32	0.1138
<b>Bénin</b>	0.15	0.4674
<b>Guinée Bissau</b>	0.14	0.5188

TABLEAU A2: CORRELATIONS COMPOSANTES COMMUNES CAMEROUN/AUTRES MEMBRES CEMAC

Pays	Corrélation	Significativité
<b>Rép. Congo</b>	0.65 ***	0.0004
<b>Centrafrique</b>	0.31	0.1378
<b>Tchad</b>	0.23	0.2713
<b>Gabon</b>	-0.10	0.6209

TABLEAU A3: RESULTATS DES TESTS DE RACINE UNITAIRE (ADF) DU LOGARITHME DU PIB DIFFERENCIE POUR CHAQUE PAYS

Pays	t-stat.	val.crit.(5%)	retards
<b>Bénin</b>	-5.55 **	(-3.62)	1
<b>Burkina Faso</b>	-4.83 **	(-3.62)	1
<b>Centrafrique</b>	-3.44 **	(-1.96)	1
<b>Côte d'Ivoire</b>	-2.51 **	(-1.96)	1
<b>Cameroun</b>	-2.35 **	(-1.96)	1
<b>Rép. Congo</b>	-2.80 **	(-1.96)	1
<b>Gabon</b>	-3.44 **	(-1.96)	1
<b>Guinée Bissau</b>	-5.53 **	(-3.62)	1
<b>Mali</b>	-5.73 **	(-3.62)	1
<b>Niger</b>	-4.41 **	(-3.62)	1
<b>Sénégal</b>	-4.58 **	(-3.62)	1

# End Note

<b>Tchad</b>	-4.45 **	(-3.61)	0
<b>Togo</b>	-3.00 **	(-1.96)	1

(\*\*\*) seuil 1% , (\*\*) seuil 5% , (\*) seuil 10%

TABLEAU A4: VALEURS PROPRES ISSUES DES MATRICES DE DENSITE SPECTRALE ESTIMEES (SELON LES FREQUENCES  $\theta_h$ ) DU PIB

$n = 13; T = 25; M = 2$        $\mathcal{G}_r^T(\theta_h)$

$q$	$\theta_h$					$\frac{\sum_{h=0}^{2M} \mathcal{G}_q^T(\theta_h)}{2M+1}$	$\frac{\mathcal{G}_q^T}{\sum_{q=1}^n \mathcal{G}_q^T}$	$\frac{\sum_{i=1}^q \mathcal{G}_i^T}{\sum_{q=1}^n \mathcal{G}_q^T}$
	$h=0$	$h=1$	$h=2$	$h=3$	$h=4$			
1	8.65	2.67	0.48	2.67	0.48	2.99	23	23
2	5.70	1.81	0.35	1.81	0.35	2.00	15	38
3	4.83	1.52	0.28	1.52	0.28	1.68	13	51
4	4.02	1.25	0.24	1.25	0.24	1.40	11	62
<b>5</b>	<b>3.25</b>	<b>1.06</b>	<b>0.18</b>	<b>1.06</b>	<b>0.18</b>	<b>1.15</b>	<b>09</b>	<b>71</b>
6	2.97	0.89	0.15	0.89	0.15	1.01	08	79
7	2.72	0.82	0.10	0.82	0.10	0.91	07	86
8	2.06	0.57	0.08	0.57	0.08	0.67	05	91
9	1.61	0.45	0.07	0.45	0.07	0.53	04	95
10	1.46	0.23	0.04	0.23	0.04	0.40	03	98
11	0.80	0.20	0.02	0.20	0.02	0.25	02	100
12	0.55	0.15	0.01	0.15	0.01	0.17	01	101
13	0.38	-0.26	-0.36	-0.26	-0.36	-0.17	-01	100
Total	//	//	//	//	//	<b>13</b>	<b>100%</b>	//

- 1 Nous précisons que le terme cycle est utilisé ici au sens de Barthélemy et Poncet, c'est-à-dire qu'il désigne la composante non tendancielle de l'activité économique.
- 2 On suppose que les variables stochastiques considérées appartiennent à l'espace de Hilbert (espace vectoriel réel ou complexe muni d'un produit scalaire) et les moments d'ordres 1 et 2 sont finis
- 3 Les  $\mathcal{G}_j$  sont également appelée *valeurs propres dynamiques* de  $\Sigma$
- 4  $M(T) = O\left(\frac{2}{3}T^{1/3}\right)$
- 5  $\Omega_{(-k)} = \Omega'_k$
- 6  $\theta_h = 2\pi h / (2M + 1), h = 0, 1, \dots, 2M$   $\omega_k = 1 - \lfloor k \rfloor / (M + 1)$
- 7  $0 < \alpha < 1$
- 8 La Guinée Equatoriale est exclue de l'étude du fait de l'absence de données suffisantes pour ce pays
- 9 Pour obtenir cet agrégat, nous avons d'abord déterminé l'investissement par tête à partir de la part de l'investissement sur le PIB/tête (disponible directement sur le PWT 6.2). Nous avons ensuite multiplié la valeur obtenue par le niveau de la population.
- 10 Un test de racine unitaire présenté en annexe a permis de vérifier la stationnarité des séries

- $$\frac{\mathcal{G}_r^T}{\sum_{i=1}^n \mathcal{G}_i^T} \Rightarrow \text{Variance expliquée par la } r \text{ ième composante}$$
- $$\frac{\sum_{i=1}^r \mathcal{G}_i^T}{\sum_{i=1}^n \mathcal{G}_i^T} \Rightarrow \text{variance expliquée par les } r \text{ premières composantes principales dynamiques}$$
- 12 monnaie dans laquelle sont cotées et facturées les matières premières exportées
  - 13 Centre du Commerce International

# **How Does Fiscal Policy Affect Monetary Policy in Southern African Development Community?**

By Moses Obinyeluaku and Nicola Viegi, University of Cape Town and ERSA

Contents

**74**  
EXECUTIVE SUMMARY AND  
RECOMMENDATIONS

**74**  
INTRODUCTION

**75**  
THE INTERTEMPORAL  
APPROACH TO FISCAL  
AND MONETARY POLICY  
INTERDEPENDENCE

**78**  
EMPIRICAL STRATEGY

**79**  
ECONOMETRIC RESULTS

**81**  
CONCLUSION

**82**  
REFERENCES

## EXECUTIVE SUMMARY AND RECOMMENDATIONS

*Fiscal policy can affect monetary policy either through debt monetisation or through a direct effect on price dynamics. The former is the conventional classical view rooted in the quantity theory of money while the latter is the modern view of the Fiscal Theory of Price Determination.*

Understanding the nature of the relationship between monetary and fiscal policy is central in the process of designing institution for macroeconomic stability and growth. In the debate about the process of African integration, the issue of the correct policy framework that each country should follow is an important part of the policy discussion.

The main preoccupation of policymakers is that undisciplined fiscal policies could jeopardize monetary stability for the whole Southern Africa. In a “fiscal dominant” regime, where the fiscal authority sets the budget independently of public sector liabilities, a fiscal expansion may eventually require monetization, and result in higher inflation. This is a central point of reference in the seminal paper by Sargent and Wallace (1981) “Unpleasant Monetarist Arithmetic” The most influential result of their contribution has probably been the fact that the policy conflict between fiscal and monetary policy could be resolved simply by assigning policy leadership to the Central Bank. If it was possible to give the “first move” to the monetary authority, then the fiscal authority would be constrained in its policy choice by the amount of seignorage provided by the Central Bank.

However money creation may not be the only channel through which fiscal policy becomes dominant. Fiscal dominant regime may also arise when fiscal policy is not sustainable and government bonds are considered net wealth.<sup>1</sup> The implication is that fiscal policy can be the main determinant of inflation.

This possible characteristic of monetary and fiscal policy interaction matters when thinking at process of economic integration and monetary cooperation. The possibility to delegate monetary policy to an independent and

supranational institution is not going to provide real and nominal stability if fiscal policy does not operate in a stabilizing manner. Ultimately the issue is an empirical one. Do countries in Southern Africa have a fiscal dominant or a monetary dominant regime, or, in other words, is inflation in Southern Africa a monetary or a fiscal phenomenon? These are the questions that we will try to answer in this paper.

Based on the dynamic response of inflation to different shocks, we test the relationship between fiscal balances and monetary stability in 10 SADC countries. The main objective is to investigate whether fiscal policy is dominating monetary policy and whether fiscal instability contributes directly to the price dynamics.

Results show that five out of 10 countries considered here were characterised throughout the period 1980-2006 by fiscally dominant regimes, with weak or no response of primary surpluses to public liabilities. The remaining five countries exhibit a monetary dominant regime. The study also finds that changes in primary surpluses affect price variability via aggregate demand, suggesting that fiscal outcomes could be a direct source of inflation variability, hence, the need for policy coordination in the region.

## INTRODUCTION

Understanding the nature of the relationship between monetary and fiscal policy is central in the process of designing institution for macroeconomic stability and growth. In the debate about the process of African integration the issue of the correct policy framework that each country should follow is an important part of the policy discussion.

The main preoccupation of policy makers is that undisciplined fiscal policies could jeopardize monetary stability for the whole Southern Africa. In a “fiscal dominant” regime, where the fiscal authority sets the budget independently of public sector liabilities; a fiscal expansion may eventually require monetization, and result in higher inflation. However money creation may not be the only channel through which fiscal policy becomes dominant. Fiscal dominant regime may also

arise when fiscal policy is not sustainable and government bonds are considered net wealth.<sup>2</sup> The implication is that fiscal policy can be the main determinant of inflation.

This paper tests the nature of fiscal and monetary policy interdependence in SADC. The main objective is to investigate whether fiscal policy is dominating monetary policy and whether fiscal instability contributes directly to the price dynamics.

The paper is organised as follows. In the next section we review some of the debate about fiscal and monetary policy interdependence, with a particular attention paid to the so called Fiscal Theory of Price Determination (FTPD). In the second part, using data for the period 1980-2006 for 10 Southern African countries, we investigate whether some of the implications of the FTPD are indeed a feature of the SADC region. The last section concludes.

## THE INTERTEMPORAL APPROACH TO FISCAL AND MONETARY POLICY INTERDEPENDENCE

Modern analysis of interdependence between monetary and fiscal policy has a central point of reference in the seminal paper by Sargent and Wallace (1981) "Unpleasant Monetarist Arithmetic". The main objective of the paper was to show that, even in a pure monetarist framework, unbounded fiscal policy produces negative spillover effects on monetary policy, and ultimately it can undermine the ability of monetary policy to control inflation.

This conclusion largely based on the "assumption" that permanent budget deficits must be eventually monetized. Not surprisingly, with an exogenous stream of budget deficits, there is only one integral of money creation that is consistent with long run equilibrium (in term of satisfaction of agents transversality conditions), and the only choice in the hand of the monetary authority is the time profile of money creation.

In the words of Sargent and Wallace: "Without help from the fiscal authorities, fighting current inflation with tight monetary policy must eventually lead to higher future inflation".

On the other hand, the introduction of rational expectations has the effect of anticipating the inflationary pressure at time zero. This eliminates even the possibility of choosing the desired time profile of inflation consistent with the long run solvency of the public sector.

But the most influential result of the Sargent and Wallace contribution has probably been the fact that the policy conflict between fiscal and monetary policy could be resolved simply by assigning policy leadership to the Central Bank. If it was possible to give the "first move" to the monetary authority, then the fiscal authority would be constrained in its policy choice by the amount of seignorage provided by the Central Bank.

In fact, in the Sargent and Wallace model, the monetary authority is the loser of the policy game simply because is not able to influence the spending decision of the fiscal authority. Sargent and Wallace themselves recognise that the conflict could be resolved with appropriate institutional arrangements. As they say "One can imagine a monetary authority sufficiently powerful vis-à-vis the fiscal authority that by the imposition of a slower rates of growth of base money, both now and into indefinite future, it can successfully constrain fiscal policy by telling the fiscal authority how much seignorage it can expect now and in the future".

A recent stream of research (Woodford 1995, 1996 Sims, 1993, 1995, and Bergin, 1997a, 1997b), building on previous works of Calvo (1990) and Leeper (1991) among others, has renovated the interest in the analysis of the interrelation between monetary and fiscal policy, partly questioning the conclusions derived from the Sargent and Wallace approach. The main innovation introduced by these contributions is that the interrelation between fiscal policy on one side, and monetary policy and the private sector on the other, manifests itself through changes in the level of prices that moves to achieve public sector solvency, independently of the institutional arrangements between fiscal and monetary authority.

Variables like net government liabilities and expectations regarding the stream of future surpluses are given an

immediate role in the determination of the equilibrium price level. If the government's solvency condition were not satisfied at a particular point in time, (i.e. the stream of current and expected future surpluses would not pay the existing debt) price will move to ensure that it does hold.

The first goal of this approach to monetary and fiscal policy interdependence is to derive conditions under which the level of price is determined even in a regime of nominal short run interest rate targeting. In the quantity theory tradition, when the monetary authority targets the nominal interest rate, it supplies any amount of money demanded by the private sector. Given that the demand of money is a demand for real money balances, a given quantity of real money can be determined by an infinite number of combinations of nominal money supply and prices, producing indeterminate levels of prices and money stocks (Patinkin, 1961, Sargent and Wallace, 1975). On the contrary, the fiscal theory of price determination (FTPD) finds an anchor for the price level in the dynamics of expected future fiscal surpluses.

The basic mechanism behind the theory can be illustrated using an infinite horizon model with money in the utility function similar to the one used by Bergin(1997). In this model, a representative agent solves a standard optimisation problem,

$$\max_{B, M} U(C) = E_{t-1} \left[ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left( \log C_t + \mu \log \frac{M_t}{P_t} \right) \right] \quad (1)$$

subject to

$$C_t + \frac{B_t}{P_t} + \frac{M_t}{P_t} = (1 + i_{t-1}) \frac{B_{t-1}}{P_t} + \frac{M_{t-1}}{P_t} + Y_t - \tau_t \quad (2)$$

and

$$B_t \geq 0 \quad M_t \geq 0 \quad C_t \geq 0$$

where all the variables have the standard meaning,  $i_t$  is the nominal interest rate, the income  $Y_t$  is an independent and normally distributed positive random variables and  $\tau$  is a lump sum tax imposed by the government. The government budget constraint, expressed in nominal term, is:

$$B_t + P_t \tau_t = (1 + i_{t-1}) B_{t-1} - (M_t - M_{t-1}) \quad (3)$$

The government must fix two of the five variables in (3), or define a function for each of them, in order for the model to be complete. The other three variables will then be determined by the private agent first order conditions. The F.O.C are given by:

$$\frac{\delta U}{\delta C} : \frac{1}{C_t} = \lambda_t \quad (4)$$

$$\frac{\delta U}{\delta B} : \frac{1}{P_t C_t} = \beta (1 + i_{t-1}) E \frac{1}{P_{t+1} C_{t+1}} \quad (5)$$

$$\frac{\delta U}{\delta M} : \frac{M_t}{P_t} = \mu \frac{1 + i_t}{i_t} C_t \quad (6)$$

Suppose that the government follows a policy of nominal interest rate targeting and fixes  $i$  and the level of taxes. Then the government budget constraint divided by  $P_t C_t$  is given by:

$$\frac{B_t}{P_t C_t} = \frac{P_{t-1} C_{t-1}}{P_t C_t} \left( (1 + \bar{i}) \frac{B_{t-1}}{P_{t-1} C_{t-1}} + \frac{M_{t-1}}{P_{t-1} C_{t-1}} \right) - \frac{M_t}{P_t C_t} - \frac{\tau}{C_t} \quad (7)$$

Taking the expectations of (7) and using the private sector FOCs and the fact that in equilibrium is  $C=Y$ , we have (using condition 5 and 6):

$$E_{t-1} \left( \frac{B_t}{P_t Y_t} \right) = \beta^{-1} \frac{B_{t-1}}{P_{t-1} Y_{t-1}} - \tau E_{t-1} (Y_t^{-1}) - \mu \left[ \frac{1 - \beta - \beta \bar{i}}{\beta \bar{i}} \right] \quad (8)$$

Equation (8) is an unstable difference equation ( $b < 1$ ), with the last term representing the expected constant seignorage revenues, given the policy pegging nominal interest rate. Condition (8) has a single stable solution, as:

$$\frac{B}{PY} = \frac{\beta}{1 - \beta} \left[ \tau E_{t-1} (Y_t^{-1}) + \mu \xi \right] \quad (9)$$

where  $\xi$  is the constant term in equation (8). Given the level of taxes and the nominal interest rate, (9) is the only value of real debt compatible with the solvency of the

public sector. Implicitly (9) represents the net present value of expected future surpluses, therefore any movement in the present income, or taxes or interest rate will produce a movement in prices such that the intertemporal budget constraint of the public sector is satisfied. Substituting this equilibrium value of future surpluses, called  $\Phi$ , in (7) it is possible to express the movement in prices respect the other real variable in the model:

$$\frac{P_t}{P_{t-1}} = \frac{(1+i_t)Y_{t-1}\Phi}{\Phi Y_t + \tau + (\mu\xi)} \quad (10)$$

Equation (10) shows the relation between income and price dynamics when the government follows an exogenous fiscal policy as the one studied by Sargent and Wallace.

This negative correlation between movements in prices and movement in real income is determined only by the particular fiscal policy followed by the Government. A level of income greater than its trend value eases the pressure on the level of prices coming from the fiscal side, therefore reducing the level of prices itself. On the other hand the fiscal authorities can influence the level of prices via changes in the tax rate with a result that is observationally equivalent to the traditional demand effects of fiscal policy of the Keynesian tradition. A reduction in taxes increases the wealth effect of the debt outstanding, thus increasing private demand and prices until the real value of debt has not come back at its sustainable value.

The mechanism behind this relation totally depends on the wealth effect of public debt. In what is this approach differ from the traditional way to describe the determination of fiscal policy effects in a General Equilibrium Model? In building up a general equilibrium model similar to the one described above, it is usual practice to close the model with two transversality conditions, one for each agent. On one hand a rational private agent is required to plan his consumption-leisure choice in such a way that in the limit he will use all his available resources:

$$E_t \left\{ \sum_{s=t}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^{s-t} C_s \right\} = (1+r) \frac{B_t}{P_t} + \frac{M_t}{P_t} + E_t \left\{ \sum_{s=t}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^{s-t} [(Y_s - \tau_s)] \right\}$$

On the other hand the same condition is also imposed on the behaviour of the government derived by integrating forward with a condition like (3), and imposing the final condition

$$\lim_{i \rightarrow \infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^{t+i} \frac{B_{t+i}}{P_{t+i}} = 0 \quad \text{or}$$

$$D_t = \sum_{i=0}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^{t+i-1} (\tau_{t+i}) \quad (11)$$

where D is the real value of debt issued by the government. As argued by Buiter (1998) "These decision rules determine, jointly with the market clearing conditions, initial conditions and other system wide constraints, the equilibrium sequences of prices. The Budget constraints must be satisfied, however, both for equilibrium and for out of equilibrium sequences of endogenous variables in order for these budget constraints to co-determine these equilibrium sequences" (pp17-18). But in doing so, the equilibrium is imposed "ex ante", as a condition for the formulation of the model itself, and it is not the result, ex post, of possible disequilibrium dynamics.

In the FTPD instead, because the actual fiscal policy is expressed in nominal terms but the transversality condition (11) is expressed in real terms, it is possible that a disequilibrium behaviour of the government produces a movement in prices that generates a new equilibrium in which (11) is satisfied at an higher nominal debt and an higher level of prices. Only a policy that explicitly follows a Ricardian rule, as defined by (11), produces total independence of prices from fiscal dynamics.

For example, consider the case of a government following a tax policy that adjusts the level of taxes to the level of real debt, as:

$$\tau_t = -\theta_0 + \theta_1 \frac{B_t}{P_t} \quad (12)$$

Substituting this policy rule in the budget constraint (8) we obtain:

$$E_{t-1}\left(\frac{B_t}{P_t Y_t}\right) = \beta^{-1} \frac{B_{t-1}}{P_{t-1} Y_{t-1}} + \theta_0 E_{t-1}(Y_{t-1}^{-1}) - \theta_1 E_{t-1}\left(\frac{B_t}{P_t Y_t}\right) - \mu [E_{t-1}(Y_t) - \beta^{-1} Y_{t-1}]$$

or, simplifying:

$$E_{t-1}\left(\frac{B_t}{P_t Y_t}\right) = \frac{1}{[(1+\theta_1)\beta]} \frac{B_{t-1}}{P_{t-1} Y_{t-1}} + \frac{1}{(1+\theta_1)} \{\theta_0 E_{t-1}(Y_{t-1}^{-1}) - \mu [E_{t-1}(Y_t) - \beta^{-1} Y_{t-1}]\} \quad (13)$$

that is a stable difference equation as long as  $(1+\theta_1)\beta$  is greater than 1. The meaning of equation (13) is pretty obvious: if taxes react to the increase in debt strongly enough, equation (13) is stable and a policy of pegging the level of prices does not conflict with the equilibrium of the public sector<sup>3</sup>.

It is clear that the above approach greatly reduces the role of the monetary authorities in determining the price level and, at the same time, casts serious doubt that the independence of the central bank should be the sole instrument for price stability. As argued by Posen (1993), Central Bank independence is not the instrument for achieving price stability by itself, but is the way in which the fiscal authorities have signalled to the market their willingness to stabilise the fiscal position, therefore achieving price stability through a change in fiscal stance. On the other hand monetary policy independence cannot achieve price stability without a fiscal policy coherent with that objective.

This possible characteristic of monetary and fiscal policy interaction matters when thinking at process of economic integration and monetary cooperation. The possibility to delegate monetary policy to an independent and supranational institution is not going to provide real and nominal stability if fiscal policy does not operate in a stabilizing manner. Ultimately the issue is an empirical one. Do countries in Southern Africa have a fiscal dominant or a monetary dominant regime, or, in other words, is inflation in Southern Africa a monetary or a fiscal phenomenon? These are the questions that we will try to answer in the following section.

## EMPIRICAL STRATEGY

To provide robust evidence on the nature of relationship that exists between fiscal and monetary policy, this section develops the following empirical approaches using nonstructural VAR.<sup>4</sup>

- based on the dynamic relationship between government liabilities and primary surpluses; we test how fiscal authorities respond to ensure the solvency of the public sector;
- given the role of nominal income in the FD regime, the second approach tests whether the positive response of future surpluses to current surpluses is due to lower nominal income or not
- based on the interaction between fiscal and monetary variables, we estimate the relative importance of primary surpluses and money growth on inflation;

### Fist Approach

The first approach follows the methodology used by Canzoneri et al (2001). This allows us to identify Monetary Dominant (or Ricardian) regime or Fiscal Dominant (or non Ricardian) regime by estimating how primary surpluses respond to a temporary shock in government liabilities, and vice versa.

Table 2 summarizes the criteria for identifying FD and MD regimes using this approach. Consider how a positive innovation in current surpluses passes to the future liabilities. In a MD regime, the surpluses pay off some of the debt and future liabilities fall. While in a FD regime, future liabilities rise. Again, consider next the case in which an innovation in the current surpluses is not correlated with the future surpluses. In a FD regime, future liabilities should not be affected by the innovations in current surpluses. However, there is also another case to consider. Suppose innovations in current surpluses are negatively correlated with future surpluses. In this case, future liabilities would fall in either a MD or FD regime, and we have an identification problem.

The test is based on impulse-responses analysis of future total government liabilities to a shock in current surpluses. Say for example, there is a shock in the Surplus/GDP, how do both variables react. Identifying these shocks in FD regime is straight forward because the Surplus/GDP series is assumed to be exogenous. The first equation of the VAR, which describes the evolution of Surplus/GDP, is simply a forecasting equation in which Liabilities/GDP enters because of its value in forecasting future surpluses. In MD regime instead, Liabilities/GDP influence the setting of future surpluses.<sup>5</sup>

### Second Approach

In extension and for robustness check, the second approach analyses the role of nominal income in the FD regime. It tests if the positive response of future surpluses to current surpluses is due to lower nominal income or not. Since the theory of FTPD implies that nominal income moves to help balance the present-value budget constraint equation, then, a positive innovation in Surplus/GDP would lower nominal income in the same period and raise the real value of current government liabilities. To test for this presumption, we split the numerator and denominator of Liabilities/GDP, and run a VAR on log of nominal liabilities  $\rightarrow$  log of nominal income  $\rightarrow$  Surplus/GDP. This is the only ordering that makes sense in a FD regime, since log liabilities is predetermined and log nominal GDP is predicted to respond to the surplus innovation. Table 3 summarizes the identifying criteria based on this approach.

### Third Approach

Finally, the third approach analyses how inflation variability is directly affected by fiscal and monetary aggregates. The FTPD predicts that, under FD (or NR) regime the main source of changes in the price level could be explained primary by the associated wealth effects upon private consumption.<sup>6</sup> This is because, with a non Ricardian regime, if fiscal authorities are unable to adjust primary surpluses to guarantee solvency of the public sector, the increase in nominal public debt to finance persistent budget deficits is perceived by private agents as an increase in nominal

wealth, leading to higher demand for goods, which raises domestic prices. Here, we identify which of the two policy variables — money growth or real primary surpluses, best explains inflation variability in SADC, after controlling for the aggregate demand channel (that is, output gap).<sup>7</sup>

In so doing, a VAR is run with the following causal ordering: nominal domestic debt growth  $\rightarrow$  growth rate of money  $\rightarrow$  real output gap  $\rightarrow$  inflation rate. This ensures that the inflation rate is the only variable responding contemporaneously to fiscal and monetary policy shocks. The real output gap is included to control for the effect of aggregate demand onto inflation. Subsequently, variance error decompositions for inflation in each VAR are computed.

## ECONOMETRIC RESULTS

### Data

Primary surplus corresponds to government revenue less its expenditure (including net federal interest payment) and divided by nominal GDP for the fiscal year. Total liabilities is calculated by adding the net federal debt to the money base both measured at the beginning of the fiscal year and dividing by nominal GDP for the fiscal year.

Data limitation problems meant that Angola, DRC, Mozambique and Namibia had to be dropped. And we concentrate on the remaining ten countries within the region whose data are at least available annually for the period, 1980-2006.<sup>8</sup>

Most of the data are extracted from the International Financial Statistics, IFS of the IMF and SADC website. For some countries where data on government primary surplus are missing, the World Table of the World Bank 1994 and The Europa World Year Book 2004 serve as supplement. In addition, African Development Report 2002 and Earthtrends Data Tables are used to supplement data on debt, especially, for Seychelles.

### Unit-Root Test

We investigate the integrating properties of the variables by conducting unit-root tests using the augmented Dickey-Fuller (ADF) tests. This test includes a constant and a deterministic time trend (when necessary) with four lags assumed as a starting point. The lag length in the ADF regression is selected using the Akaike and Schwarz information criterion. The results are presented in table 1.

The rejection of non stationarity for some variables means that shock to these variables will be necessarily temporary, over time, the effects of shocks will dissipate in those countries and the series will revert to its long run level. As such, long-term forecast of those variables will converge to the unconditional mean of the series. However, this is not the case for non stationary variables. These variables instead have permanent components, and their mean and/or variance are rather time dependent.

Still, it does not matter whether a variable is stationary or not in the Vector Autoregressive VAR.<sup>9</sup> Sims and others recommend against differencing even if the variables contain a unit root. They argue that the goal of a VAR analysis is to determine the interrelationships among the variables, not the parameter estimates. So we should not expect any bias in our analysis because of non stationary variables.

### Analysis

This section presents the results of the three econometric approaches to identify Fiscal Dominant and Monetary Dominant regimes in SADC region. Table 4, 5 and 6, and figure 1 summarize, respectively, the various approaches described above. The second and third columns of table 4, shows the sign of the responses of future real liabilities to a shock in current real surpluses in both the first and second ordering of the VAR. The fourth column shows the response of future surpluses to current surpluses, the fifth column shows autocorrelation sign of the surpluses, and the sixth column identifies the type of regime, FD or MD, based on the criteria summarized in table 2.<sup>10</sup>

Of a sample of 10 SADC countries, five are estimated to have followed a FD regime (Lesotho, Botswana, Malawi, Zambia and Zimbabwe). The remaining 5 countries exhibit a MD regime (South Africa, Swaziland, Mauritius, Seychelles and Tanzania).

The response of Liabilities/GDP in period 1 to an innovation in Surplus/GDP in period 0 is negative regardless of the ordering used for South Africa, Swaziland, Mauritius, Seychelles and Tanzania. This negative response would arise naturally in a MD regime. As already shown in table 2 however, this negative response could also arise in a FD regime if a positive Surplus/GDP innovation lowers expected future surpluses sufficiently to reduce the present value. This is not the case here. The response of future surpluses is positive and significant for these countries (Surplus/GDP in period 0 produce a surplus in period 1) so that even more of the debt is paid off in period  $t+1$  and future liabilities falls.

Evidence is much weaker in Lesotho, Botswana, Malawi, Zambia and Zimbabwe. The response of Liabilities/GDP to surplus shock is positive. As already pointed out, this positive response would arise naturally in a FD regime.

Table 5 summarizes the nominal income analysis results of the second approach. The second and third column of the table shows the sign of the responses of future log of nominal income to a shock in current real surpluses in both the first and second ordering of the VAR. The fourth column shows the response of future surpluses to current surpluses, and the fifth column identifies the type of regime, FD or MD, based on the criteria summarized in table 3.

All countries, except Lesotho, Botswana and Malawi, exhibit a positive response of future log of nominal income to current real surpluses. This interpretation is consistent with the one given in table 4. This suggests that the response that our "natural presumption" associates with a FD regime is not supported by the data for South Africa, Swaziland, Mauritius, Seychelles and Tanzania. Meanwhile, a FD regime in Zambia and Zimbabwe is more chronic as real surpluses generated in both countries are not used for the purpose of reducing their debt.

Table 6 summarizes the variance error decomposition results, suggesting that inflation variability could be mostly explained by real primary surpluses (Mauritius and Tanzania), money growth (Swaziland, Lesotho, Seychelles, Zambia and Zimbabwe) and by both determinants (Malawi).

In table 6, second column, reports the regime identified by the previous approaches, while the third and fourth columns show the average percentage of inflation variability for eight periods due to, real primary surpluses and money growth respectively. Zimbabwe, for example, is a case previously identified as a FD regime. Under this test, the inflation variability is more likely to be associated with changes in money growth (26.0%) than changes in real surpluses (13.9%), suggesting that the type of FD regime in Zimbabwe could be explained by the QTM of debt monetisation. For Malawi, however, which is also a FD regime, the largest variability in inflation is associated with both changes in real surpluses (23.5%) and money growth (37.6%), indicating that the type of FD regime in Malawi could be best explained by both the FTPD and QTM mechanisms. These results are also presented in figure 1.

Overall, these results seem to indicate that inflation variability could also be associated with changes in real surpluses in countries under a MD regime, implying that real primary surpluses matter to price volatility.

However, until now, we assume that there were no regime switches in our analysis. But eyeballing rolling regression in government expenditure and revenue in figure 2, enables us see if there is any significant changes taking place, particularly in the recent period. Notice the difference between 1980-1994 and 1995-2005, for South Africa, Lesotho and Swaziland. There is evidence of stabilisation policy in the later period than in the former. Movement in government expenditure and revenue is more consistent and positive from 1995.

Similarly, for years, Botswana and Mauritius exhibit more positive and stable movement in both variables. But, although insignificant, notice the recent negative change taking place in Botswana, and a very strong and significant stability that is just occurring in Tanzania.

There is evidence of destabilisation policy in Malawi, Zambia and Zimbabwe.<sup>11</sup> While that of Seychelles shows a very high random movement in government expenditure and revenue. But we did not attempt to formally identify statistical breaks in the data in order to confirm this, which means that one may still need a more concrete evidence to support these changes.

## CONCLUSION

This paper analyses the fiscal and monetary determinant of inflation in the SADC region. It offers a theoretical model in understanding the implication of the FTPD in a small open economy facing borrowing constraints. It provides quantitative evidence that traces out the dynamic response of inflation to different shocks. In particular, the study finds, as predicted by the FTPD, that changes in primary surplus pass through to prices by increasing inflation variability. Therefore, fiscal policy matter for achieving and maintaining price stability in the SADC region.

The paper also provides evidence that FD regimes may arise regardless of how independent monetary policy is (like in the case of Lesotho and Botswana). This highlights the importance of coordinating fiscal and monetary policy in the region.

In general, South Africa, Swaziland, Mauritius, Tanzania and Seychelles seem to have been characterised by a MD regime in SADC throughout the period 1980-2006; while Botswana, Lesotho, Malawi, Zambia and Zimbabwe seem to have been characterised by a FD regime. Finally, countries within the SADC region still need to intensify and redouble their effort towards the realisation of a more sustainable fiscal policy.

## REFERENCES

- Baldini, Alfredo and M.Ribeiro (2008) "Fiscal and Monetary Anchors for Price Stability: Evidence from Sub-Saharan Africa", IMF Working Paper /08/121
- Buiter, Willem H. (2002), "The FISCAL Theory of the price Level: A Critique", *The Economic Journal*, 112 (July): 459-480
- ¾ . (1998), "The Young Person's Guide to Neutrality, Price Level Indeterminacy, Interest Rate Pegs, and the Fiscal Theories of the Price Level", NBER Working Papers No. 6396
- Burnside, C, M. Eichenbaum and S. Rebello (2001), "Prospective Defects and the Asian Currency Crisis," *Journal of Political Economy*, 109 (6): 1155-1197
- Canzoneri, Mathew; Cumby, Robert and Diba, Behzad (2001), Is the Price Level Determined by the Needs of Fiscal Solvency? *American Economic Review*, 9 (5), pp 1221-1238:
- Christiano, Lawrence and Fitzgerald, Terry (2000), Understanding the Fiscal Theory of the Price Level, National Bureau of Economic Research (Cambridge, MA) Working Paper No. 1050, April
- Cochrane, John (1998), Long-term Debt and Optimal Policy in the Fiscal Theory of the price Level, National Bureau of Economic Research (Cambridge, MA) Working Paper No.1050, October
- Enders, Walter (1995), *Applied Econometric Time Series*. New York: John Wiley & Sons, Inc
- Enders, Walter (1996), *RATS Handbook for Econometric Time Series*. New York: John Wiley & Sons, Inc
- Favero, Carlo A. and Francesco Giavazzi (2004), Inflation Targeting and Debt: Lessons from Brazil, National Bureau of Economic Research (Cambridge, MA) Working Paper No. 1050, march, pp1-4
- Leeper, Eric M.(1991), Equilibria Under "Active" and "Passive" Monetary and Fiscal Policies, *Journal of Monetary Economics*, 27(1), pp 129-147
- Loyo, E. (2000), in Sims, Christopher (2003)
- McCallum, Bennett T (1999), Theoretical Issues Pertaining To Monetary Unions, NBER Working Paper No 7393
- Mankiw, Gregory N. (1999), Chapter 7: Macroeconomics. New York, Worth Publishers, pp 167-168
- Marshall, Jeorge (2003), Fiscal Rule and Central Bank Issues in Chile, BIS Papers No.20, pp 98-99
- Matalik, Ivan and Michal Slavik (2003), Fiscal Issues and Central Bank Policy in the Czech Republic, BIS Papers, no.20, pp122-126
- Mohanty, M.S. and Michela Scatigna (2003), Countercyclical Fiscal Policy and Central Bans, BIS Papers, No. 20, pp38-39, 50-51
- Moreno, Ramon (2003), Fiscal Issues and Central Banking in Emerging Economies: An Overview, BIS Papers No.20, pp 6-7
- Sala, Luca (2004) "The Fiscal Theory of the Price Level: Identifying Restrictions and Empirical Evidence," IGIER Working Paper Series No 257
- Sargent, Thomas J. and Neil Wallace (1981), Some Unpleasant Monetarist Arithmetic, *Quarterly Review Federal Reserve Bank*, Fall, pp 1-2
- Sidaoui, Jose (2003), Implications of Fiscal Issues for Central Banks: Mexico's Experience, BIS Papers No.20, pp 180-181, 194
- Sims, Christopher (1994), A Simple Model for Study of the Determination of the Price Level and the Interaction of Monetary and Fiscal Policy, *Economic Theory*, 4(3), pp 381-399
- ¾ . (1995), Economic Implications of the Government Budget Constraint, Moreno, Yale University
- Sokoler, Meir (2003), The Interaction Between Fiscal and Monetary Policy in Israel, BIS Papers No.20, pp 158-159
- Tanner, Evan and Alberto M. Ramos (2002) "Fiscal Sustainability and Monetary Versus Fiscal Dominance: Evidence from Brazil, 1991-2000," IMF Working Paper 02/5
- Uribe, Jose Dario and Luis Ignacio Lazanio (2003), Fiscal Issues and Central Banks in Emerging Markets: The Case of Columbia, BIS Papers No.20 pp 109-111
- Woodford, Michael (1995), Price Level Determination without Control of a Monetary Aggregate, National Bureau of Economic Research (Cambridge, MA) Working Paper No. 1050, August, pp 1-27
- ¾ (1996), "Control of the Public Debt: Requirement for

Price Stability", NBER Working Papers, No. 5684  
 ¾ (1998), "Public Debt and the Price Level", in Christiano  
 et al (2000)

Table 1: Augmented Dickey-Fuller (ADF) Test for Unit Root

	Country	Stationary	non Stationary
<b>CMA</b>			
<b>South Africa</b>	Psurp and Liab		
<b>Lesotho</b>	Psurp and Liab		
<b>Swaziland</b>	Psurp	Liab	
<b>Other SADC</b>			
<b>Botswana</b>	Psurp	Liab	
<b>Mauritius</b>	Psurp	Liab	
<b>Tanzania</b>	Psurp	Liab	
<b>Malawi</b>	Psurp	Liab	
<b>Seychelles</b>		Psurp and Liab	
<b>Zambia</b>	Psurp	Liab	
<b>Zimbabwe</b>	Psurp	Liab	

Note: All monetary variables used in the analysis are stationary.

Table 2: Identification Criteria for Fiscal Dominance (FD) and  
 Monetary Dominance (MD) Regimes

Criteria	Response of future Liab to current Psurp		Response of future Psurp to current Psurp	Auto Psurp Regime	
	1 <sup>st</sup> Order	2 <sup>nd</sup> Order			
C1	negative (-)	negative (-)	positive (+)	+	MD
C2	non negative (0, +)	non negative (0, +)	non negative (0, +)	+	FD
C3	negative (-)	negative (-)	negative (-)	Unidentified	

Note: Psurb is government revenue less its expenditure (including net federal interest payment) and divided by nominal GDP. Liab is calculated by adding the net federal debt to the money base both divided by nominal GDP.

1st VAR ordering is Psurp → Liab, which is consistent with a non Ricardian or FD regime characterized by an active fiscal policy.

2nd VAR ordering is Liab → Psurp, which is consistent with a Ricardian or MD regime characterized by a passive fiscal policy and active monetary policy. Results are however, consistent under both orderings.

Table 3: Identification Criteria for FD and MD based on Nominal  
 Income

Criteria	Response of future income to current Psurp	Response of future Psurp to current Psurp	Regime
C1	negative (-)	positive (+)	FD
C2	positive (+)	positive (+)	MD

Note: This is based on the sign of the impulse response function of the following VAR model; output gap → money growth → inflation

Table 4: VAR on Psurp and Liab

	Response of future Liab to current Psurp		Response of future Psurp to current Psurp	Auto Psurp	Regime
	1 <sup>st</sup> Order	2 <sup>nd</sup> Order			
<b>CMA</b>					
<b>South Africa</b>	-	+	+	+	MD
<b>Lesotho</b>	+	+	+	+	FD
<b>Swaziland</b>	-	-	+	+	MD
<b>Other SADC</b>					
<b>Botswana</b>	+	+	+	+	FD
<b>Mauritius</b>	-	-	+	+	MD
<b>Tanzania</b>	-	-	+	+	MD
<b>Malawi</b>	+	+	+	+	FD
<b>Seychelles</b>	-	-	+	+	MD
<b>Zambia</b>	+	+	+	+	FD
<b>Zimbabwe</b>	+	+	+	+	FD

Table 5: VAR on Log of Liab, Psurp and Log of Nominal GDP

	Response of future nominal income to current		Psurp Response of future Psurp to current Psurp	Regime
	1 <sup>st</sup> Order	2 <sup>nd</sup> Order		
<b>CMA</b>				
<b>South Africa</b>	0/+	0/+	+	MD
<b>Lesotho</b>	-	-	+	FD
<b>Swaziland</b>	0/+	0/+	+	MD
<b>Other SADC</b>				
<b>Botswana</b>	-	-	+	FD
<b>Mauritius</b>	0/+	0/+	+	MD
<b>Tanzania</b>	0/+	0/+	+	MD

<b>Malawi</b>	-	-	+	FD
<b>Seychelles</b>	0/+	0/+	+	MD
<b>Zambia</b>	0/+	0/+	+	FD
<b>Zimbabwe</b>	0/+	0/+	+	FD

Note: VAR Ordering is log of nominal liabilities → Psurp → log of nominal income

Table 6: Variance Decomposition on Inflation Variability

	Regime	Inflation variability due to Psurp	Inflation variability due to money growth
<b>CMA</b>			
<b>South Africa</b>	MD	1.9%	4.9%
<b>Lesotho</b>	FD	5.0%	28.9%
<b>Swaziland</b>	MD	3.8%	19.0%
<b>Other SADC</b>			
<b>Botswana</b>	FD	11.9%	15.5%
<b>Mauritius</b>	MD	7.3%	6.3%
<b>Tanzania</b>	MD	19.6%	11.8%
<b>Malawi</b>	FD	23.5%	37.6%
<b>Seychelles</b>	MD	2.6%	17.0%
<b>Zambia</b>	FD	3.9%	55.6%
<b>Zimbabwe</b>	FD	13.9%	26.0%

Note: VAR Ordering is Psurp → Nominal money growth → Real output gap → Inflation. The values displayed are average value of the variance decomposition for eight periods

Figure 1: Variance Decomposition on Inflation Variability

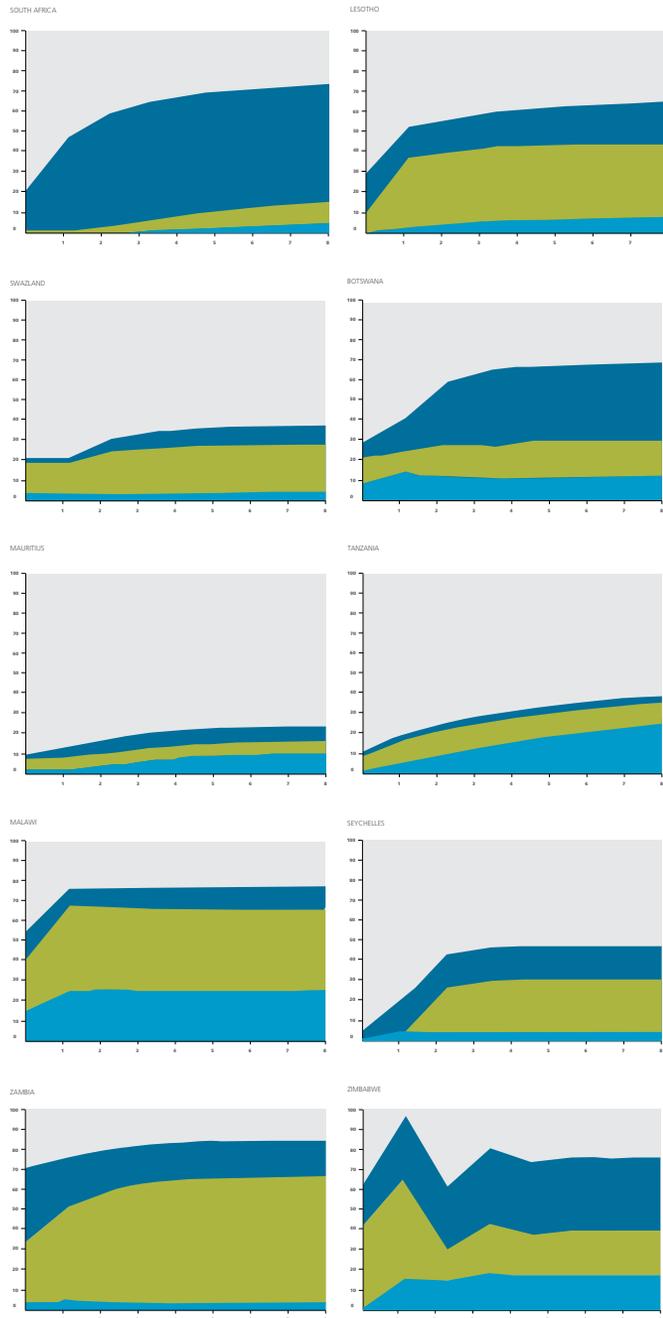
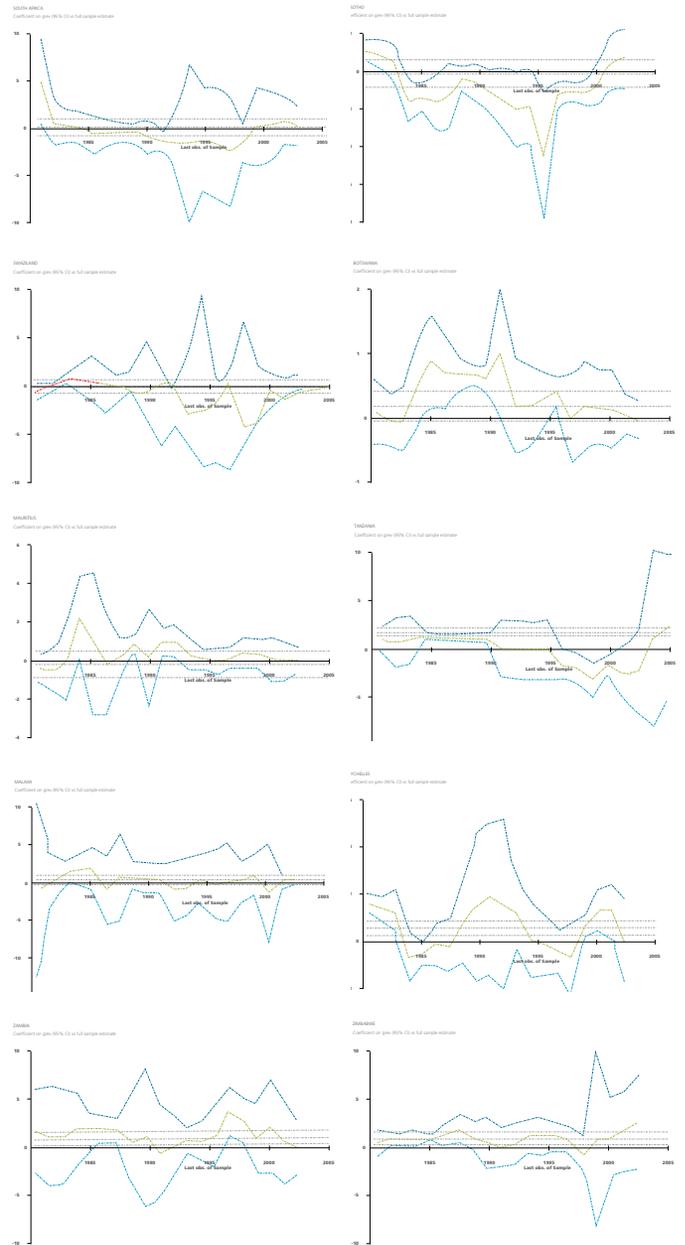


Figure 2: Rolling Regression in Government Expenditure and Revenue (% of GDP) 1980-2005



## End Note

- 1 See Woodford (1998).
- 2 See Woodford (1998).
- 3 Leeper (1991), Sims (1994) and Canzoneri and Diba (1997) separately analyse the all possible rules that provide the same stability condition than (13), demonstrating that even less stringent rules than the one illustrated can provide the same “Ricardian” result (as defined by Woodford, 1995). Bergin (1998) analyses the same rules in a monetary union and concludes that the Maastricht rules are sufficient but not necessary to achieve Ricardian fiscal policies.
- 4 For a discussion of different approaches to test the FTPD empirically, see among others, Sala (2004), Tanner and Ramos (2002), Canzoneri, Cumby and Diba (2001), and Christiano and Fitzgerald (2000).
- 5 As Christiano et al (2000) and Canzoneri et al (2001) demonstrate, the dynamic response of a variable to a shock in surplus/GDP can be estimated by computing the impulse responses in a VAR's ordering
- 6 See Woodford (1998).
- 7 Output gap is estimated using Hedrick Prescott. The parameter  $\lambda$  is set to a value of 100 as it is customary for annual data
- 8 Three countries are from CMA and seven from non-CMA.
- 9 See Enders, 1996.
- 10 The use of different data sources when extracting total debt for many countries undoubtedly reduces the statistical power of these results. However the use of different econometric tests and approaches to underpin the relative importance of monetary and fiscal determinants of inflation should improve the reliability of the results.
- 11 Again, although insignificant, notice the recent sign of a change towards stability in Malawi.



**THE IMPACT OF CURRENCY ON TRADE:**

**Lessons from CFA zone and  
implications for proposed  
African monetary unions**

By Chrysost Bangaké and Jude Eggoh, Laboratoire d'Economie de Paris

# Contents

<b>90</b> EXECUTIVE SUMMARY AND RECOMMENDATIONS	<b>95</b> CONCLUSION AND POLICY IMPLICATIONS
<b>90</b> INTRODUCTION	<b>96</b> REFERENCES
<b>91</b> METHODOLOGY AND DATA	<b>96</b> APPENDIX
<b>93</b> GRAVITY BASED ESTIMATES OF THE EFFECT OF CURRENCY UNIONS ON TRADE	

## EXECUTIVE SUMMARY AND RECOMMENDATIONS

*In this paper we explore whether the two existing currency unions in CFA Franc zone have a significant increase in trade between members. We also assess the impact of regional agreements which are only based on preferential trade (ECOWAS, COMESA, and SADC). Using OLS and panel techniques for 35 countries in Africa on the period 1980-2005, our empirical results strongly support that existing currency unions in CFA zone enhance significantly trade between members. However, the Rose effect is considerable in UEMOA than CEMAC. Our results show that, during their implementation, regional agreements based only on preferential trade (ECOWAS for example) have generated less increase in trade compared to currency unions. These results have some policy implications for the proposed monetary union in Africa.*

***i. Monetary integration can be a prerequisite for economic integration in Africa***

Although the European monetary union experience shows how long the road really is – it was preceded by deep structural integration and common market – the African context is different. Given that most African countries have non-convertible currencies and suffer from instability of exchange rate, and that regional agreements which are only based on preferential agreements deliver a smaller value in terms of trade creation compared to monetary zones, we think that monetary union can precede common market in Africa.

***ii. Harmonization and coordination of policies are necessary***

In order to achieve a two-speed regional monetary zone, non-CFA zone countries will have to harmonize their policies to a level that can sustain a viable monetary zone among themselves (COMESA, SADC, and ECOWAS). We think that coordination at regional level will enhance the conditions for establishing regional currencies.

***iii. A possible option for non CFA countries, before the creation of a regional monetary union, is a concerted realignment of their exchange rates***

***iv. Taking into consideration trade with the European Union or other OECD countries, the future single African currency would be pegged to the euro, the dollar, or a basket of currencies***

***v. The parallel initiative of NEPAD must be pursued as a driving force for the promotion of economic growth and prosperity across the continent***

## INTRODUCTION

Since the successful launch of the euro zone, there has been a more intensive interest in developing-country monetary unions, particularly in Africa. Although the efforts at integration within Africa are nothing new, the recent implementation of the African Union (UA) and its proposition to create a single currency by approximately 2021 (Masson and Patillo, 2004) are the manifestations of this renewed impetus. The proposed creation of the African common currency union relies on plans for creating regional monetary unions from existing regional economic communities (ECOWAS, COMESA, SADC...).

It is generally admitted since Mundell (1961) that the feasibility of a monetary union is done by focusing on the symmetry of the underlying shocks across the member economies as a precondition for forming an optimal currency area (OCA). However, the OCA approach to the cost-benefit analysis of monetary unions has been considered by Frankel and Rose (1998) as *ex ante*. Indeed, in recent literature on OCA endogeneity, Frankel and Rose (1998) show that a country's suitability for monetary union entry depends on the intensity of trade with its members and the extent to which its business cycles are correlated with those of other members.

In the same vein, Rose (2000) started the debate on the effect of common currency on international trade. He pointed out that countries in a currency union traded 3 times more each other than one would expect. Rose's paper generated an increasing criticism concerning the

size of the common currency effect. In fact, most critiques turned on the omitted variables, model misspecification... However, beyond these critiques, most of the subsequent literature on the Rose effect recognized that currency union enhances trade.

In Africa, the impetus for monetary union has been to strengthen the regional solidarity and to foster the intra-regional trade (Masson and Patillo, 2004). If the objective of monetary union seems well founded in Africa, and given the existing currency unions in CFA Zone (UEMOA and CEMAC), the main question is to know, "what is the effect of these currency unions on intraregional trade"?

Although this question has been highly interesting, there is however a glaring paucity of empirical work for the CFA Zone. Nitsch (2002) employs a gravity model to explore whether the two existing multilateral currency unions- the CFA franc zone in West and Central Africa and the Eastern Caribbean Currency union- have a measurable affect on intraregional trade on the period 1970-1995. He finds that membership in a monetary union has only little effect on bilateral trade.

Using conventional gravity model of international trade to Africa without distinction, Masson and Patillo (2004) found that currency unions in Africa had promoted significantly trade among its members.

The most advanced analysis is, that of Carrère (2004). She assesses the impact of regional agreements on members' trade in Sub-Saharan Africa and compares the respective effect of the preferential trade agreements and currency unions on the period 1962-1996. A gravity model is estimated in panel with bilateral specific effect. The results show that during their implementation, the African regional trade agreements have generated a significant increase in trade between members. In the two agreements of the CFA zone, the currency unions have largely reinforced this positive effect.

The aim of this paper is to assess the impact of currency unions in particular CFA zone franc on intraregional trade. We use a data set that covers a large number of countries

in Africa over the period 1980-2005 and panel techniques to estimate a gravity model of trade. We use both fixed and random effects estimators extensively. It allows us to exploit time series dimension of the data.

The rest of the paper is structured as follows: section 2 introduces the empirical methodology and data, section 3 provides results of gravity model while section 4 concludes and gives some policy implications.

## METHODOLOGY AND DATA

### Gravity methodology

Our estimation strategy is based on empirical gravity model developed by Glick and Rose (2002). This model explains bilateral trade flows between countries not just in terms of the conventional Newtonian factors of economic mass and distance, but also a number of extra controls. The estimated equation is therefore

$$\ln(X_{ijt}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(Y_i Y_j) + \beta_2 \ln(Y_i Y_j / Pop_i Pop_j) + \beta_3 \ln D_{ij} + \beta_4 Lang_{ij} + \beta_5 Bord_{ij} + \beta_6 RTA_{ijt} + \beta_7 ComCol + \gamma CU_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

where  $i$  and  $j$  denote countries,  $t$  denotes time, and the variables are defined as:

$X_{ijt}$  denotes the average value of real bilateral trade between countries  $i$  and  $j$  at time  $t$ ,

$Y$  is real GDP,

$Pop$  is the population,

$D$  is the distance between  $i$  and  $j$

$Lang$  is a binary variable which is unity if  $i$  and  $j$  have a common language,

$Bord$  is a binary variable which is unity if  $i$  and  $j$  share a land border,

$RTA$  is a binary variable which is unity if  $i$  and  $j$  belong to same regional trade agreement,

$ComCol$  is a binary variable which is unity if  $i$  and  $j$  were

ever colonies after 1945 with the same colonizer,

$CU$  is a binary variable which is unit if  $i$  and  $j$  use the same currency at time  $t$

$\varepsilon$  represent the myriad other influences on bilateral trade, assumed to be well behaved.

The coefficient of interest to us is  $\gamma$ , the effect of a currency union on trade.

In this paper we exploit a large panel data set. We estimate the model with ordinary least squares (OLS), however the main advantage of this paper rests in employing panel data technique.

When estimated on panel data, the parameter estimates can be seriously biased. Three potential sources of bias are relevant. The first arises from the use of constant price trade data. In keeping with much of the literature in this area we measure trade flows in constant US dollars, but as Baldwin (2005) notes, any trend in US inflation will generate an omitted variable bias in the parameter estimates.

The second problem arises when zero bilateral trade are omitted in the model based on *log trade*. Alésia, Barro and Tenreyro (2003) pointed out this problem in their study. Our paper departs from Glick and Rose (2002), Rose (2000) by including those countries with zero bilateral trade. So, our dependant variable is as follows:  $\log(X_{ijt} + 100)$ .

The third potential problem arises if the omitted variables are positively correlated to currency union. The estimated trade impact will be upward biased. The size of this bias is quite difficult to judge since it stems from factors that are unobservable to the econometrician.

To solve the problems the model is estimated in panel with bilateral specific effects to isolate the non observable characteristics of each pair of countries. We use both fixed and random effects estimators. We rely on the robust fixed effects "Within" estimator, which essentially adds a set of country-pair specific intercepts to the equation, and thus exploits only the time series dimension of the data set around country-pair.

To assess the relative effectiveness of currency unions and preferential trade agreements for boosting regional, we successively do two kinds of analysis. First, we don't make distinction between monetary unions in CFA zone and trade agreement arrangements in Africa.

An alternative approach, try to compare the impact of the UEMOA and CEMAC which first were currency union and the impact of regional agreements which only based on preferential tariffs (ECOWAS, COMESA, and SADC) as in Carrère (2006). For that purpose, the equation (1) will be modified.

#### Data

The bilateral trade data is taken from the IMF Direction of Trade (DoT) data set. The DoT data set covers bilateral trade between 35 countries in Africa between 1980 and 2005. Bilateral trade on FOB exports and CIF imports is recorded in American dollars. Bilateral trade is deflated by American CPI<sup>1</sup>. Our Sample consists of 35 countries in Africa (14 countries in CFA Franc Zone and 21 other remaining), yielding a total of 595 (=35(34)/2).

The World Economic Outlook (WEO) and the CIA World Factbook were used to obtain much of the remaining data. The WEO provided real GDP and population data. We exploit the CIA's "World Factbook" for a number of country-specific variables. This includes information on location in order to calculate the great-circle distance, border, language, colonizers and dates of independence. Information on regional trade arrangement and currency unions are taken from a variety of sources. We use the website of World Trade Organization (WTO) following Glick and Rose (2002). We add a number of other sources like as Masson and Patillo (2004), Carrère (2004). Concerning the currency union we make two kinds of analysis. First, by currency union we mean that money was interchangeable between the two countries at a 1:1 par for an extended period of time. Then, we distinguish UEMOA versus CEMAC.

## GRAVITY BASED ESTIMATES OF THE EFFECT OF CURRENCY UNIONS ON TRADE

Estimation results without making difference between currency unions in CFA Zone and regional trade arrangements in Africa

As mentioned above we do two kinds of analysis. In this part, we don't make difference between currency unions in CFA Zone (UEMOA versus CEMAC) and we consider regional trade arrangements in Africa as a whole (Nitsch, 2002). We begin by estimating our gravity equation using conventional OLS. Furthermore, and most importantly, we use the fixed and random effect estimators. Results are presented in table 1.

Table 1: OLS and pooled panel estimates

	OLS	Fixed effects (Within)	Random effects (GLS)
<b>Currency Union</b>	0.956 (9.08)***	0.691 (13.45)***	0.781 (8.77)***
<b>Log Product Real GDPs</b>	0.230 (10.99)***	0.152 (15.55)***	0.123 (16.85)***
<b>Log Product Real GDP/capita</b>	0.115 (8.03)***	0.170 (7.67)***	-0.113 (6.12)***
<b>Log Distance</b>	-1.337 (10.40)***	- -	-0.88 (8.79)**
<b>Language</b>	-0.014 (0.65)	- -	0.000 (0.01)
<b>Border</b>	0.422 (5.99)***	- -	0.09 (1.91)*
<b>Regional Trade Agreement</b>	0.387 (4.87)***	0.272 (21.12)***	0.431 (20.17)***
<b>Colonizer</b>	0.186 (3.91)***	0.190 (2.27)***	0.06 (3.21)**
<b>Observations</b>	15.470	15.470	15.470
<b>R<sup>2</sup></b>	0.19	0.15	-
<b>Hausman Test</b>	-	-	103.62

Note: Column 1 indicates OLS estimates with White heteroskedastic-consistent standard errors in parentheses. Columns (2) and (3) show the estimates with Fixed and Random estimators.

\* indicates significance at the 1%, \*\* at the 5%, \*\*\* at the 10% level

Table 1 shows the results of the gravity regressions. The first column presents the estimation results of OLS regression. The coefficients on the standard controls work reasonably well with the theory with cross-border trade increasing in the log-product of GDP and decreasing the log of distance between countries. The gravity coefficients are economically and statistically significant except the coefficient of language.

The main variable of interest is, however, the estimated coefficient on the currency union dummy. This coefficient is positive and statically significant. The magnitude is 0.956, an estimate that is close to that of Masson and Patillo (2004). This value implies that countries of the CFA zone trade on average about 2.60 times (exp (0.956)) as much with each other than they do with other countries in Africa. These findings confirm that currency union enhances trade. Our results are consistent with the findings of Masson and Patillo (2004) but contrast with those of Nitsch (2002).

The second variable of interest concerns the estimated on the regional trade arrangement (RTA) dummy. The coefficient is positive and statically positive but smaller (0.557) than the estimate of currency union. While the CFA Zone trade on average about 2.60 times, the RTA in Africa enhances trade on average about 0.74 (exp (0.557)).

However, we consider less the results of gravity equation using conventional OLS. The main advantage of this paper rests in employing panel data techniques. We depart from Glick and Rose (2002) and use both fixed and random effect estimators. It allows us the possibility of estimating time-variant factors and selecting the appropriate model.

Estimating results are in columns 2 and 3 of table 1. Column 2 presents the results of fixed effects estimates. The estimates for the selected variables work reasonable well. Coefficients for traditional gravity variables are all significant at 1% level. The fixed effects estimate delivers

a  $\gamma$  (coefficient of currency union) smaller than the OLS estimates. However, the coefficient remains higher. The estimate implies that sharing a common currency in Zone Franc CFA allows countries to trade almost 2.00 times (exp (0.691)) more themselves, while the regional agreement arrangements in Africa do only 1.30 times (exp (0.272)).

We also tabulate random effects estimates, using a generalised least squares (GLS) estimator assuming Gaussian disturbances that are uncorrelated with the random effects. The column 3 shows that the estimated coefficient of currency union is 0.781 and all coefficients are significant except language and GDP per capita. However, it is natural to choose the appropriate model from the perspectives of policy implications. The Hausman test in this case is helpful since it allows arbitrating between two estimators. Under the null hypothesis, the random errors are assumed to be uncorrelated with the vector of included variables. Both random and fixed are consistent and unbiased under this assumption but the random effects estimator is BLUE. Under the alternative hypothesis, only the fixed effects estimator is consistent and unbiased.

The realisation of Hausman test shows that the value is 103.62 far higher than the critical value 15.51, therefore the null hypothesis is rejected. The model with fixed effects is preferred to random effect model.

#### Estimation results taking into account the impact of each currency union (UEMOA, CEMAC) and preferential trade (ECOWAS, COMESA, SADC).

In this section, we try to capture the impact of each monetary agreement, UEMOA and CEMAC, and those of preferential trade (ECOWAS, COMESA, and SADC) on its members in terms of creation of trade. We perturb our estimated equation (1) in a number of different ways, and we add a comprehensive set of controls. Instead of using currency union in CFA Zone as a whole, we distinguish CEMAC versus UEMOA. Furthermore, we consider following preferential trade (ECOWAS, COMESA, and SADC). The results are reported in columns 1 and 2 of Table 2.

Table 2: Pooled panel estimates

	Fixed effects (Within)	Random effects (GLS)
<b>UEMOA</b>	0.842 (8.45)***	0.916 (8.77)***
<b>CEMAC</b>	0.537 (7.55)***	0.551 (8.87)***
<b>ECOWAS<sup>(a)</sup></b>	0.270 (5.67)**	0.349 (4.12)**
<b>COMESA<sup>(b)</sup></b>	0.353 (3.53)*	0.286 (8.79)**
<b>SADC</b>	0.414 (0.426)**	0.623 (3.91)**
<b>Log Product Real GDPs</b>	0.372 (21.12)***	0.221 (10.17)***
<b>Log Product Real GDP/capita</b>	0.136*** (0.447)	0.05 (0.51)
<b>Log Distance</b>	-1.227 (25.12)***	-0.881 (7.17)***
<b>Border</b>	0.452 (31.12)***	0.431 (11.27)***
<b>Language</b>	0.017 (1.12)	0.101 (1.17)
<b>Colonizer</b>	0.178 (1.87)*	0.181 (4.01)**
<b>Observations</b>	15.470	15.470
<b>R<sup>2</sup></b>	0.19	-
<b>Test Hausman</b>	-	122.44

Note: Columns (2) and (3) show the estimates with Fixed and Random estimators.

\* indicates significance at the 1%, \*\* at the 5%, \*\*\* at the 10% level

The estimates for the selected variables work reasonable well. The coefficients on the standard controls are statistically highly significant and economically reasonable both fixed and random models except language. Since a Hausman test based on differences between within and GLS estimators, shows that the value is 122.44 far higher than the critical value 19.67, therefore the null hypothesis

is rejected. The model with fixed effects is preferred to random effect model.

Our fixed effects estimates show that coefficients reflecting intra-regional trade are significantly positive for monetary union (UEMOA, CEMAC) than preferential trade (ECOWAS, COMESA, SADC). However, the coefficients on monetary union are highest. For example coefficient for UEMOA (CEMAC) trade indicates that members traded 2.3 (1.7) times more among themselves, over the period 1980-2005. These results confirm the findings that a single currency enhances trade. However, concerning the CEMAC our results contrast with the research by Carrère (2004) which found that members traded 3.25 times more among themselves.

Concerning the preferential agreement, the coefficients are slightly smaller than having a single currency. For example, intra-ECOWAS trade has on average been 30%, while intra-COMESA and intra-SADC trade have on average respectively 35% and 41 %.

## CONCLUSION AND POLICY IMPLICATIONS

This paper aims to analyze the impact of monetary unions on trade. In particular, the aim is to explore whether the two existing currency unions (the CFA franc Zone in West and Central Africa) have a measurable effect on intra-regional trade. We also compare the impact of regional agreements which are only based on preferential agreements (ECOWAS, COMESA, and SADC). Using OLS and panel techniques on the period 1980-2005, our empirical results strongly support that existing currency unions in CFA zone enhance the trade. We find that members of UEMOA traded 2.3 times more among themselves while in CEMAC it is 1.7. The Rose (2000) effect is considerable in UEMOA than CEMAC. When, we compare the findings obtained by CFA zone with regional agreement which are only based on preferential agreement, we notice that this last delivers a smaller value.

These results are highly interesting and have some policy implications for the proposed monetary unions in Africa. Of course, the implementation of a monetary union in Europe was preceded by deep structural integration, the creation

of common market. The situation in Africa is different. Given the context of instability of exchange rate and inconvertible currencies in most Africa and the interesting results of CFA Zone in terms of creation of trade, we think that monetary union can precede common market in Africa. Our results show that the countries which have opted for only preferential agreement in a context of currency instability have not boosted enough trade (example ECOWAS).

The proposition of African Union to implement monetary unions in the principal regional economic communities (RECs) is well founded. Currency union may in itself stimulate an increase in trade. However, to achieve a two-speed regional monetary zone, the non-CFA zone countries would have to harmonize their policies to a level that could sustain a viable monetary zone among them (COMESA, SADC, and ECOWAS).

We think that, the possible option of non CFA countries before the creation of regional monetary union is the concerted realignment of their exchange rates. Given, the trade with European Union or other countries of OECD, the future single African money would be pegged to the euro, the dollar, or a basket of currencies.

The parallel initiative of NEPAD must be pursued as a driving force for promoting economic growth and prosperity across the continent.

## REFERENCES

**Alesina A., Barro R.J., Teneyrero (2003)**, «Optimal currency areas», in M. Gertler, K.S. Rogoff (eds) *NBER macroeconomics annual 2002*, The MIT Press p.301-355.

**Baldwin R.(2005)**, «The Euro's trade effects» Graduate Institute of International Studies, Geneva. Presented at the June 2005 European Central Bank Conference «What effect is EMU having on the Euro Area and its member countries?»

**Carrère C. (2004)**, «African regional agreements: impact on trade with or without currency unions» *Journal of African Economies*, Vol. 13 (2), p. 199-239.

**Frankel, J.A., Rose A.K. (1998)**, «The endogeneity of the optimum currency area criteria» *The Economic Journal*, vol 41 (3-5) p. 753-760.

**Glick R., Rose A. (2002)**, «Does a currency union affect trade? The time series Evidence» *European Economic Review*, Vol. 46 (6) p. 1125-51.

**Masson P., Patillo C. (2004)**, *The Monetary Geography of Africa*, Brookings Institution Press, Washington D.C.

**Mundell R.A. (1961)**, «A theory of optimum currency areas» *American Economic Review*, Vol.29 (4), p 475-485.

**Nitsch V. (2002)**, «Comparing Apples and Oranges: the effet of multilateral currency Unions on the trade is small», mimeo, Berlin: Bankgesellschaft Berlin.

**Rose A. K. (2000)**, «One money, one market: estimating the effect of common currencies on trade» *Economy Policy*, Vol 17, p. 7-46

## APPENDIX

## Abbreviations

CEMAC: Communauté Economique et monétaire en Afrique Centrale. Comprises Cameroon, Central African Republic, Chad, Equatorial Guinea, Gabon, and Republic of the Congo. Use the CFA franc issued by their central bank, BEAC

UEMOA Union Economique et Monétaire Ouest-Afcaïne. Members (Benin, Burkina Faso, Côte d'Ivoire, Guinea-Bissau, Mali, Niger, Senegal and Togo) use the CFA franc issued by their central bank, BCEAO.

COMESA: Common Market for Eastern and Southern Africa.

ECOWAS: Economic Community of West African States.

SADC: Southern African Development Community.

## Countries in sample (35 countries)

Angola, Benin, Burkina Faso, Burundi, Cameroon, Central African Republic, Chad, Congo, Côte d'Ivoire, Ethiopia, Gabon, Gambia, Ghana, Guinea, Guinea-Bissau, Equatorial Guinea, Kenya, Liberia, Madagascar, Malawi, Mali, Mozambique, Niger, Nigeria, Uganda, Rwanda, Senegal, Sierra Leone, South Africa, Sudan, Tanzania, Togo, Zambia, Zimbabwe.

# End Note

- 1 We create an average value of bilateral trade between a pair of countries by averaging all of the four possible measures potentially available.

# **Surveillance multilatérale et Harmonisation des statistiques de l'intégration**

Par Dossina Yeo et Rodolphe Missinhoun, Commission de l'Union Africaine

**100**

SIGLES ET ABREVIATIONS

**100**

RESUME ET  
RECOMMANDATIONS

**101**

INTRODUCTION

**102**

LES FONDEMENTS DE LA  
SURVEILLANCE MULTILATERALE

**104**

MECANISME DE SUIVI DE  
LA CONVERGENCE DES  
ECONOMIES AFRICAINES

**111**

CONCLUSION

**111**

REFERENCE BIBLIOGRAPHIQUE

## SIGLES ET ABREVIATIONS

<b>ABCA</b>	Association des Banques Centrales Africaines
<b>ACBF</b>	Fondation pour renforcement des capacités en Afrique
<b>AFRISTAT</b>	Observatoire économique et statistique d'Afrique subsaharienne
<b>BAD</b>	Banque africaine de Développement
<b>BCEAO</b>	Banque centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest
<b>CACS</b>	Comité africain de coordination statistique
<b>CAE</b>	Communauté de l'Afrique de l'Est
<b>CEA</b>	Commission Economique pour l'Afrique
<b>CEDEAO</b>	Communauté Economique Des Etats de l'Afrique de l'Ouest
<b>CEEAC</b>	Communauté économique des Etats de l'Afrique centrale
<b>CEMAC</b>	Communauté Economique et Monétaire de l'Afrique Centrale
<b>CEN-SAD</b>	Communauté des Etats sahalo-sahélienne
<b>CER</b>	Communauté Economique Régionale
<b>CNCS</b>	Comités nationaux de coordination statistique
<b>COMESA</b>	Marché Commun pour l'Afrique Orientale et Australe
<b>CRCS</b>	Comités régionaux de coordination statistique
<b>CTS</b>	Comités techniques spécialisés
<b>CUA</b>	Commission de l'Union Africaine
<b>HCSA</b>	Haut conseil de la statistique africaine
<b>IGAD</b>	Autorité intergouvernementale pour le développement
<b>INS</b>	Institut National de la Statistique
<b>MSMF</b>	Manuel de statistiques monétaires et financières
<b>OSR</b>	Organisation statistique régionale
<b>OUA</b>	Organisation de l'Unité Africaine
<b>PCMA</b>	Programme de Coopération Monétaire en Afrique
<b>SADC</b>	Communauté de développement de l'Afrique Australe
<b>SGDD</b>	Système Général de Diffusion de Données
<b>SNDS</b>	Stratégie Nationale de Développement de la Statistique
<b>SSN</b>	Système statistique national
<b>UEMOA</b>	Union économique et monétaire ouest africaine

## RESUME ET RECOMMANDATIONS

*La nécessité de mettre en place un mécanisme de surveillance multilatérale, telle que prévue dans le Traité d'Abuja et réaffirmée par les décideurs politiques africains au plus haut niveau, à Addis Abéba (Ethiopie) en février 2009, dans la perspective de la création de la Communauté économique africaine et de l'union monétaire africaine, fait de l'harmonisation statistique une priorité sur le continent. Prenant ces responsabilités, la Commission de l'Union africaine a pris en charge de rationaliser les Communautés économiques régionales à travers la coordination et l'harmonisation de leurs programmes ainsi que la coordination de l'activité statistique en Afrique en élaborant une charte africaine de la statistique qui a été adoptée par les Chefs d'Etat et de Gouvernement africains lors de leur dernier sommet en février 2009. Si la Charte est effectivement mise en œuvre par l'ensemble des membres du Système statistique africain à tous les niveaux à travers l'application de ses principes et objectifs, et l'opérationnalisation rapide de ses organes de coordination et de ses comités techniques spécialisés, elle pourrait offrir le cadre institutionnel adéquat pour conduire l'harmonisation statistique aux niveaux national, régional et continental.*

*L'arrimage de l'harmonisation des informations statistiques au mécanisme de surveillance multilatérale, à travers une intégration efficace du comité technique spécialisé sur les statistiques monétaires et financières, permettra de disposer des données statistiques de qualité, comparables et disponibles à temps, et **nécessaires pour suivre la convergence des économies africaines.***

Afin d'y parvenir rapidement, les recommandations ci-après peuvent être formulées pour permettre d'accélérer le processus de production de statistiques nécessaires pour faire de la surveillance multilatérale une réalité en Afrique:

- i. Le plaidoyer pour la signature et la ratification de la Charte africaine de la statistique, en vue d'asseoir un cadre institutionnel de régulation facilitant l'éclosion de statistiques de qualité, régulièrement produites, disponibles en temps réel et comparables dans tous les domaines de l'intégration africaine*

- ii. La nécessité d'adopter, à partir des expériences et des bonnes pratiques reconnues, des critères de convergence en vue de faire de la surveillance multilatérale, pour être en phase avec la volonté des chefs d'Etat et de Gouvernement clairement exprimée dans l'article 44 du Traité d'Abuja afin d'accélérer le processus d'intégration africaine*
- iii. La mise en place de tous les organes et comités techniques spécialisés de mise en œuvre de la Charte, notamment le comité technique spécialisé sur les statistiques monétaires et financières, pour le démarrage de leurs travaux l'identification des concepts communs et l'élaboration de stratégie ou démarche méthodologique pour la production de statistiques monétaires et financières harmonisées*
- iv. L'évaluation des statistiques monétaires et financières tenant compte des spécificités africaines en y intégrant tous les secteurs émetteurs ou détenteurs de monnaie. En effet, les données monétaires devront inclure les banques, les opérations monétaires des Trésors nationaux, des Caisses Nationales d'Epargne (CNE), des Comptes de Chèques Postaux (CCP), des systèmes financiers décentralisés qui connaissent un essor dans la zone, des sociétés d'assurance, des intermédiaires financiers et des auxiliaires financiers*
- v. La mise en œuvre du programme d'harmonisation statistique dans tous les domaines de l'intégration en général et en particulier en ce qui concerne les statistiques pour la surveillance multilatérale.*

## INTRODUCTION

Alors que les analystes mettent en exergue l'effet retard de la contagion de l'Afrique par la crise financière (et économique) actuelle née aux Etats-Unis, les décideurs politiques africains manifestent individuellement et collectivement leurs inquiétudes et leurs préoccupations, quant à la nécessité d'anticiper les conséquences de cette crise et de préparer une riposte conséquente<sup>1</sup>. Face aux mesures exceptionnelles qui sont en train d'être prises par les dirigeants du Nord, les décideurs politiques

africains ont affirmé leur désir d'opposer une solution continentale reposant sur l'affirmation et le renforcement de la capacité de résilience de l'Afrique intégrée. C'est ainsi qu'au dernier sommet de février 2009, les Chefs d'Etat et de Gouvernement africains ont appelé à l'accélération du processus d'intégration africaine à travers l'exécution diligente de projets d'infrastructure et la mise en place des trois institutions financières au nombre desquelles la Banque centrale africaine chargée de battre la monnaie unique africaine. Il s'agit ainsi d'un appel à l'accélération du processus de création de la monnaie unique africaine.

La littérature économique relève que le fonctionnement harmonieux et efficace d'une union monétaire exige des fondamentaux, notamment en matière de convergence (nominale, réelle ou cycles économiques). On relève souvent dans la littérature les critères dits de Mundell lorsqu'il s'agit d'apprécier l'efficacité ou même l'opportunité d'une union monétaire. Ces exigences supposent un suivi de l'évolution économique des entités (Etats ou Régions) parties à l'union monétaire en vue de susciter ou même d'exiger les thérapies nécessaires. Ce mécanisme de suivi est aussi nécessaire pour mettre en place un cadre institutionnel qui amoindrit les doutes et renforce la confiance à l'adhésion en union monétaire.

Plus qu'un simple suivi, l'enjeu des questions monétaires et financières exige une surveillance mutuelle, une surveillance multilatérale. Celle-ci repose sur des observations, des faits, des constats qui devront être traduits objectivement, donc requérant des chiffres, de l'information statistique. La réussite de la surveillance multilatérale suppose donc la disponibilité temporelle et géographique de données statistiques. Mais au-delà de la disponibilité, la qualité des données et surtout leur comparabilité sont essentielles pour permettre une surveillance efficace relatant des réalités comparables.

Il semble donc se dégager un lien entre l'harmonisation des informations statistiques et la surveillance multilatérale, surtout dans la perspective de la création d'une union monétaire. Dès lors, si la surveillance multilatérale constitue un besoin réaffirmé par les Chefs d'Etat et Gouvernement africains à leur dernier sommet, l'harmonisation statistique

franchit alors le cap de nécessité pour devenir une priorité. Comment intégrer cette priorité au mécanisme de surveillance multilatérale ? La présente communication esquisse la vision de la Commission de l'Union africaine à ce propos. Organisée en deux parties, elle partira d'abord des fondements de la surveillance multilatérale pour déboucher sur le mécanisme à mettre en place en vue de disposer de données comparables au service de la surveillance multilatérale.

## LES FONDEMENTS DE LA SURVEILLANCE MULTILATERALE

### La surveillance multilatérale: Pour quoi faire?

L'article 1 du FMI présente une définition implicite de la surveillance, en stimulant comme l'un des objectifs du Fonds, la promotion de «la coopération monétaire internationale par le biais d'une institution permanente qui fournit les mécanismes de consultation et de collaboration sur les problèmes monétaires internationaux» et la facilitation de «l'expansion et l'accroissement harmonieux du commerce international, contribuant ainsi à la promotion et le maintien de niveaux élevés d'emploi et revenu réel». En tant qu'activité destinée à répondre à ce vaste objectif, la surveillance peut prendre une forme bilatérale ou multilatérale.

La Surveillance bilatérale est spécifique à chaque pays et est notamment conduite par le FMI selon l'article 4 pour tous les pays, membres du FMI. Elle combine à la fois des processus formels et informels qui visent un examen approfondi en vue de proposer des recommandations et de l'assistance technique nécessaire pour un assainissement économique et financier des pays. Cette surveillance bilatérale apparaît aujourd'hui comme l'un des signaux de bonne gouvernance économique et financière, notamment dans l'attrait d'investissements directs étrangers.

La surveillance est multilatérale lorsqu'elle se réfère à la surveillance des liens économiques entre les pays et l'environnement économique international (ou régional), y compris les incidences mondiales (ou régionales) des

politiques menées dans les différents pays. Dans ce sens, la surveillance multilatérale constitue une veille économique et financière pour garantir la compatibilité et la cohérence entre les politiques nationales et les «développements continus des conditions appropriées qui sont nécessaires pour la stabilité financière, la promotion soutenue de la croissance économique saine, et des niveaux raisonnables de l'emploi».

Deux aspects, parmi d'autres, peuvent retenir l'attention dans cette définition de la surveillance multilatérale la surveillance multilatérale s'appuie sur une **coopération monétaire** entre les pays (d'une même région) et vise à asseoir une **stabilité financière**. Une double interrogation émerge alors pourquoi cette nécessité de coopération monétaire et de stabilité financière entre pays et comment la surveillance multilatérale peut-elle la promouvoir?

L'analyse économique démontre assez bien les avantages d'une coopération monétaire (voire d'une union monétaire) et l'intérêt de la stabilité financière pour le fonctionnement harmonieux de l'économie internationale (ou régionale). Nous pouvons nous en tenir ici à quelques aspects.

Le premier, c'est qu'il est soutenu dans la littérature économique que la coopération monétaire, peut contribuer à garantir une stabilité monétaire et financière. Dans l'économie mondialisée caractérisée par une forte interdépendance qui implique des risques de contagion plus grands et, où la politique économique et financière d'un pays peut se répercuter sur de nombreux autres pays, la coopération internationale semble apparaître comme la clé de voûte pour assurer la stabilité du système monétaire international.

L'exercice de cette coopération est réalisé à travers la surveillance multilatérale. Pour qu'elle assure effectivement et pleinement son rôle, la *surveillance multilatérale doit pouvoir influencer les économies nationales*. Cette influence est exercée par le jeu des processus ci-après qui se renforcent mutuellement: la surveillance multilatérale (ou mondiale) et la surveillance bilatérale qui vise à évaluer les politiques de chaque membre et à lui donner des conseils afin de promouvoir la stabilité intérieure et

extérieure (y compris la croissance), l'analyse des retombées internationales et le partage de l'expérience accumulée par différents pays. La surveillance multilatérale fournit ainsi le cadre permettant d'identifier les risques et d'élaborer des mesures appropriées pour y répondre, et d'œuvrer à la stabilité du système financier et monétaire international.

En facilitant une coordination internationale des politiques monétaires, la coopération monétaire peut servir à réduire la volatilité des taux de change. Elle peut aussi contribuer à réduire ou supprimer les risques de change, dans un système de change flottant.

A ce titre, la surveillance multilatérale sert ainsi de moyens de promotion de politiques saines permettant d'éviter les désajustements de taux de change ainsi que des mouvements de change «qui n'apparaissent pas justifiés par les données économiques fondamentales ou par les politiques économiques poursuivies, et qui ont donc un impact négatif sur la production ou les prix». Le G7 affirmait d'ailleurs à cet effet «les désajustements de taux de change peuvent accroître l'incertitude dans l'économie mondiale et handicaper la croissance et les échanges. Lorsque les parités semblent devoir évoluer dans une direction non conforme aux données économiques fondamentales, un suivi étroit est requis et des actions coordonnées peuvent s'avérer nécessaires».

Enfin, la coopération monétaire peut contribuer à renforcer la crédibilité des monnaies en garantissant leur convertibilité. C'est le cas de la zone CFA qui bénéficie d'un accord de coopération monétaire avec la zone euro.

Pour garantir cette coopération monétaire devant permettre de générer une «croissance durable et non inflationniste, en évitant l'émergence de déséquilibres externes et en promouvant une stabilité accrue du marché des changes», la surveillance multilatérale est donc mobilisée pour promouvoir une utilisation judicieuse de l'instrument des interventions.

Dans le cadre des unions monétaires, la surveillance multilatérale peut dépasser le simple cadre de diagnostic et de recommandations pour exercer une pression politique

des pairs. Dans ce cadre, la surveillance multilatérale prendrait alors la forme d'une évaluation par les pairs.

La pratique de la surveillance multilatérale répond plus ou moins à ces fondements. Son champ et les domaines qu'elle couvre peuvent varier d'une région à une autre.

### Les dimensions de la surveillance multilatérale

Dans les Communautés Economiques régionales et les organisations sous-régionales africaines, la surveillance multilatérale vise à asseoir une coordination des politiques macroéconomiques et répond plus à la nécessité d'instaurer une discipline dans la gestion de politique économique en vue de converger vers des normes pré-établies.

Que l'on se place du côté des régions en transition vers une union monétaire (comme la CEDEAO), ou de celui des régions ayant adopté une démarche différente de celle promue par le traité de Maastricht (comme la zone CFA), la surveillance multilatérale couvre prioritairement les politiques budgétaires et leur cohérence avec la politique monétaire et repose sur des exigences de discipline et de convergence<sup>2</sup> relevant de différents domaines

- **La convergence de l'inflation** elle est fondée par la crainte d'un biais d'inflation dans l'Union monétaire. Cette exigence se base sur l'idée que des préférences divergentes en matière d'inflation pourraient conduire à une perte nette pour des pays participants (ayant une préférence pour un niveau d'inflation faible) à une union monétaire. Le rôle de la surveillance multilatérale est d'amener les pays à coopérer en manifestant leur désir pour une inflation «acceptable»<sup>3</sup> et consentir si possible le sacrifice (auto-imposé) d'une hausse temporaire du chômage (courbe de Phillips).
- **La convergence budgétaire**<sup>4</sup>: elle est généralement établie par des encadrements du déficit budgétaire et la dette publique. Cette exigence est fondée par l'idée qu'un pays en situation de «sur endettement» pourrait être incité à recourir à l'inflation pour transférer de l'argent de ses créanciers, même si les préférences étaient identiques en matière d'inflation.

Une autre justification de cette exigence repose sur les risques des pressions pour une assistance communautaire en cas de manquement d'un pays ayant contracté des dettes élevées. La surveillance multilatérale cherche à amener les pays à réaliser un cadrage macroéconomique (ou une programmation financière et économique) contenue dans les limites pré-définies. Parfois, une souplesse est accordée notamment selon des évolutions conjoncturelles et aussi en demandant au pays d'apporter des justifications rigoureuses.

- **La convergence des taux de change** cette exigence est motivée par l'idée qu'un pays pourrait être amené à manipuler ses taux en vue de bénéficier d'un taux compétitif dans l'union monétaire.
- **La convergence des taux d'intérêt** cette exigence trouve sa justification dans l'idée que des taux d'intérêt différenciés pourraient conduire à des perdants et des gagnants dans une union monétaire et même conduire à d'importants troubles sur les marchés de capitaux.

Des critères de convergence sont généralement établis sur la base d'indicateurs quantitatifs et traduisent la recherche d'une cohérence entre les variables de politique monétaire et celles de politique budgétaire.

La surveillance peut également être structurelle et aborder la coopération sur les questions touchant à des domaines tels que la taxation, le commerce, le marché du travail, les marchés financiers, etc. Dans les zones franc (Afrique de l'Ouest et centrale), la coopération couvre théoriquement de nombreux domaines tels que l'industrie, le tourisme, les transports, la formation professionnelle, l'énergie, l'agriculture, etc.

## MECANISME DE SUIVI DE LA CONVERGENCE DES ECONOMIES AFRICAINES

### Sur quoi reposera la surveillance multilatérale?

En vue de la création de l'Union monétaire africaine, les chefs d'Etat et de Gouvernement dans leur sagesse ont adopté le Traité d'Abuja qui décrit toutes les étapes à franchir pour aboutir à l'ultime but de la création de monnaie unique commune. Dans l'article 44 du Traité, tous les pays membres sont invités à harmoniser leurs politiques monétaires, financières et de paiement et intensifier le commerce intra-communautaire de biens et de services ainsi que la coopération monétaire entre les Etats membres. Selon un calendrier établi par l'OUA, les pays devront adopter des mesures de politiques collectives pour réaliser un système monétaire harmonisé et mettre en place un organe commun de gestion de la monnaie unique.

Aujourd'hui, avec le débat sur la mise en place du gouvernement de l'Union en vue d'accélérer l'intégration politique et économique de l'Afrique, la question de la création de la monnaie unique est devenue urgente. Mais deux courants sur la démarche à suivre s'opposent. Les premiers militent pour une approche graduelle, celle qui a été suivie par les pays européens dans le cadre de la création de la monnaie unique européenne. Cette approche est soutenue par l'Association des Banques Centrales Africaines (ABCA), et veut que la monnaie unique africaine soit réalisée sous certaines conditions préalables qui sont la stabilité macroéconomique et la convergence des principaux agrégats macroéconomiques. La majorité de pays africains (51%) devront remplir ces pré-conditions avant l'avènement de la monnaie unique. A l'opposé de ce courant de pensée, il est proposé une approche politique comme cela a prévalu dans la zone franc où aucun critère de stabilité macroéconomique n'était exigé avant la mise en place de cette zone monétaire et plus tard, amener les Etats membres à prendre des engagements formels pour assainir leurs économies en vue de renforcer la convergence de leurs économies et la stabilité macroéconomique.

Comme on le voit, l'un dans l'autre, la réalisation d'une union monétaire optimale nécessite la mise en œuvre de certaines règles qui doivent gouverner les économies des pays qui se sont engagés à former cette union. En effet, le besoin s'est toujours manifesté dans les unions monétaires d'adopter une série de critères visant la stabilité macroéconomique et la convergence des agrégats macroéconomiques clés et de s'y conformer.

Comme cela fut le cas en Europe avec le Traité de Maastricht et dans la zone franc en Afrique avec les différents pactes de convergence, de stabilité et de croissance, il est donc important de disposer de critères de convergence permettant de vérifier la conformité des politiques économiques des Etats membres avec les politiques monétaires de la communauté. Cet instrument communautaire est destiné à assurer la mise en œuvre harmonieuse du dispositif de la surveillance multilatérale des politiques macroéconomiques en son sein.

Ainsi, au niveau de l'UE, quatre critères de convergence ont adoptés contenus dans le Traité instituant la Communauté européenne (TCE). Il s'agit de la stabilité des prix, la situation des finances publiques, le taux de change et les taux d'intérêt à long terme. L'UEMOA et la CEMAC dans les différents pactes de convergence, de stabilité et de croissance, et l'ABCA dans son programme de coopération monétaire, ont adopté, chacune à son niveau, des critères de convergence de premier rang et de second rang. Les critères de premier rang sont ceux dont le non-respect entraîne la formulation explicite de directives par les autorités de l'Union demandant à l'Etat membre concerné, d'élaborer et de mettre en œuvre un programme de mesures rectificatives. Les critères de second rang sont traités comme des repères structurels indicatifs qui font l'objet d'un suivi rigoureux à cause du rôle déterminant qu'ils jouent dans la réalisation de l'objectif de viabilité interne et externe des économies. Leur non-respect ne fait cependant pas l'objet de recommandations explicites pour la mise en œuvre d'un programme de mesures rectificatives. Ils peuvent servir dans la formulation des recommandations de politique économique visant à assurer le respect des critères de premier rang.

Indicateurs de suivi de la convergence Comment les renseigner?

**Améliorer la production statistique à travers la mise en œuvre de la Charte africaine de la statistique**

**Améliorer la production statistique....**

Pour renseigner les indicateurs ou critères de convergence, il est indispensable de disposer des données statistiques de qualité, comparables et produites à temps. Or, la disponibilité de l'information statistique pose de réels défis au système statistique africain qui est très vulnérable. En effet, on note la quasi-inexistence des données statistiques harmonisées et de qualité sur l'ensemble des pays africains de façon générale, malgré les efforts et les interventions des membres du système statistique africain et les partenaires au développement. Leurs initiatives restent limitées face à la demande de plus en plus croissante pour répondre aux besoins du développement au niveau national et de l'intégration africaine. Plusieurs raisons ont milité en faveur de cette situation peu reluisante de la statistique en Afrique. L'étude sur le mécanisme de mise en œuvre de la charte et la création du fonds africain de la statistique réalisée par la CUA en 2008, a permis d'identifier de façon exhaustive, les problèmes auxquels fait face le système statistique africain. Au nombre de ces problèmes qui freinent le développement de la statistique, nous pouvons citer: le manque de ressources financières; l'absence de leadership pour la coordination statistique à tous les niveaux national, régional et continental le manque de culture statistique et d'appui politique à la statistique, ce qui entraîne une faible utilisation de la statistique pour la formulation des politiques et les prises de décision et la faiblesse autonomie des institutions statistiques.

Les problèmes de l'harmonisation statistique, quant à eux, découlent principalement de l'absence, jusqu'à récemment avec la création de l'UA, d'un véritable leader pour diriger le processus et promouvoir la coopération entre toutes les différentes entités productrices des statistiques en Afrique. Au niveau des données monétaires et financières nécessaires pour suivre la convergence, même si des efforts sont faits par les pays avec l'avènement du manuel de statistiques

monétaires et financières (MSMF), édité en 2000 et le système général de diffusion des données (SGDD) du FMI pour amener les pays à disposer de données fiables et comparables, les définitions des concepts statistiques et leurs champs d'application diffèrent d'un pays à l'autre ou d'une région à l'autre, rendant très difficile les comparaisons et ne permet pas de générer des agrégats d'une grande pertinence au niveau régional et continental.

L'autre problème qui contribue également à la pauvreté de statistiques harmonisées de façon générale et, en particulier, les données comparables pour suivre la convergence, est la multi-appartenance des pays à plusieurs Communautés économiques régionales dont les objectifs et les calendriers d'intégration diffèrent. En effet, comme, on le voit dans le tableau ci-dessous, les CER sont à différents stades du Traité d'Abuja et certaines n'ont même pas prévu dans leur calendrier d'intégration, l'union monétaire et économique. Cette situation fait que des réflexions sur l'harmonisation statistique ne peuvent même pas être entamées au sein de ces CER.

Tableau 1: Stades actuels où se trouve chaque CER par rapport au Traité d'Abuja

	Première	Deuxième étape
	Renforcement du cadre institutionnel des CER	Coordination et harmonisation des activités
		Elimination progressive des barrières tarifaires et non tarifaires
Prévisions des CER	IGAD	IGAD
	SADC	SADC
	CEN-SAD	
	CEDEAO	
	COMESA	
	CEEAC	
	EAC	
	UEMOA	
	CEMAC	

Source Etat de l'intégration

Pour améliorer la production statistique sur le continent, les chefs d'Etat et de Gouvernement dans leur sagesse, ont pris la décision demandant à la Commission de l'Union africaine et ses partenaires d'élaborer une charte sur la statistique en Afrique pour réguler l'activité statistique. La charte constitue un document consensuel que l'ensemble des membres du système statistique africain a contribué activement à élaborer. Lors de la dernière conférence de l'Union africaine tenue à Addis Abéba (Ethiopie) en février 2009, les dirigeants africains ont adopté la charte africaine de la statistique et demande à l'ensemble des états membres de la ratifier afin qu'elle gouverne l'activité statistique sur le continent. La charte est une somme des valeurs partagées et de bonnes pratiques professionnelles pour guider le métier du statisticien africain et la conduite des activités statistique en Afrique. Elle se fonde sur les 10 Principes fondamentaux de la Statistique publique (1994) par les Nations unies, le Code d'éthique professionnelle adopté de l'Institut international de la statistique (IIS) et le code de bonne pratique de la statistique européenne. Elle vise, en autres, la coordination et l'harmonisation statistique

pour rendre les informations statistiques comparables et contribuer à l'amélioration de la qualité pour le suivi du processus d'intégration africaine.

La charte doit dépasser l'étape de l'adoption et de la ratification pour être mise en œuvre dans tous ses aspects et toutes ses composantes par l'ensemble des membres du SSA car sa mise en œuvre effective offre le cadre institutionnel adéquat pour conduire l'harmonisation et la coordination statistique sur le continent.

***Dans un système statistique africain mieux coordonné***

Comme il a été signalé plus haut, la problématique de la multi-appartenance des pays à plusieurs CER posent des défis à l'harmonisation et à la coordination statistique en Afrique. C'est dans cette perspective que la CUA a entrepris la rationalisation des CER, par la coordination et l'harmonisation de leurs programmes et activités à travers une coopération bien définie, afin d'amener tous les pays à appartenir à une seule CER d'ancrage pour éviter les chevauchements; et l'élaboration de la charte africaine de la statistique et de son mécanisme de coordination comme cadre d'orientation stratégique et de coordination pour

encadrer l'activité statistique en Afrique. La réussite de cet exercice de coordination exigerait que toutes les institutions statistiques en Afrique et les partenaires au développement se conforment aux objectifs et aux principes de la charte et y placent toutes leurs activités.

Dans le mécanisme de coordination de la charte, il est prévu des organes de mise en œuvre pour coordonner tous les aspects de développement de la statistique et de l'harmonisation des statistiques de l'intégration africaine (voir tableau ci-dessous).

Tableau 2: Organes de coordination de la statistique, composition et missions

Organes	Composition	Missions
Haut conseil de la statistique africaine (HCSA)	<ul style="list-style-type: none"> <li>Directeurs généraux des INS,</li> <li>Responsables des services statistiques aux niveaux régional et continental</li> </ul>	<p>Le HCSA est chargé, en autres, de</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>proposer et mettre en œuvre les directives sur la production statistique</li> <li>faire des rapports sur le développement de la statistique aux Organes décision de l'Union</li> <li>répondre aux nouveaux défis en matière statistique etc...</li> </ul>
Comité africain de coordination statistique (CACS)	<ul style="list-style-type: none"> <li>CUA,</li> <li>BAD,</li> <li>CEA,</li> <li>ACBF,</li> <li>AFRISTAT</li> <li>CER</li> <li>Autres OSR,</li> <li>Représentants des INS</li> </ul>	<p>Le CACS est chargé, en autres, de</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>renforcer les capacités des SSN et des CER</li> <li>coordonner la mise en œuvre des directives retenues;</li> <li>harmoniser des programmes statistiques</li> <li>esquisser la production de données et d'agrégats continentaux etc...</li> </ul>
Comités techniques spécialisés	<ul style="list-style-type: none"> <li>Experts INS</li> <li>CUA</li> <li>BAD</li> <li>CEA</li> <li>AFRISTAT</li> <li>Autres OSR</li> </ul>	<p>Basés sur les domaines prioritaires de l'intégration africaine et les politiques de l'UA. Ils sont chargés, en autres, de</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>définir les méthodologies communes de production des statistiques;</li> <li>appuyer les pays dans leurs mises en œuvre etc...</li> </ul>
Comités régionaux de coordination statistique (CRCS)	<ul style="list-style-type: none"> <li>INS;</li> <li>CER;</li> <li>AFRISTAT</li> <li>Autres OSR;</li> <li>UA, BAD, CEA, ACBF</li> </ul>	<p>Le CRCS est chargé, en autres, de</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>coordonner la mise en œuvre des directives statistiques dans leurs régions</li> <li>contribuer au renforcement des capacités dans les Etats</li> <li>etc.</li> </ul>
Comités nationaux de coordination statistique (CNCS)	<ul style="list-style-type: none"> <li>Ensemble des membres du SSN (Ministères, Ecole statistique, Banque centrale, autres structures techniques de production statistique, ...)</li> </ul>	<p>Le CNCS est chargé, en autres, de</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>mettre en œuvre les directives adoptées au niveau du continent</li> <li>répondre aux demandes de données relatives a l'intégration africaine</li> <li>produire les rapports sur l'état de la statistique</li> <li>etc.</li> </ul>

Les Comités techniques spécialisés prévus dans le mécanisme de mise en œuvre sont basés sur les domaines relatifs aux programmes d'intégration africaine et aux politiques de l'UA. L'une priorité de l'UA étant la mise en place de la monnaie unique commune, un comité en charge des statistiques monétaires et financières sera mis en place. Il regroupera les services statistiques des banques centrales, les INS, la CUA et les autres institutions continentales pour mettre en œuvre la composante de la stratégie d'harmonisation statistique sur les statistiques monétaires et financières.

#### ***...et disposant de financements suffisants***

L'un des problèmes majeurs qui entrave le développement de la statistique en Afrique étant le manque de ressources financières pour le financement des programmes et activités statistiques, la Commission de l'Union africaine a décidé de mettre en place un fonds africain de la statistique avec l'appui de ses partenaires. Ce fonds servira, en outre, à financer particulièrement la mise en œuvre de la charte c'est-à-dire les travaux des organes de coordination, les comités techniques spécialisés, le renforcement des capacités de structures statistiques aux niveaux national, régional et continental et le programme d'harmonisation des statistiques d'intégration et la mise en œuvre des normes et directives adoptées. Le Fonds permettra de financer les États fragiles à travers le renforcement et la consolidation des capacités de leurs SSN et les aider à atteindre un niveau minimal de développement de la statistique, le renforcement des capacités des statisticiens africains afin de répondre définitivement le problème du manque de cadres statisticiens en Afrique.

La stabilité du fonds étant essentiel en vue d'un financement soutenu des programmes statistiques, la Commission de l'UA a entrepris d'élaborer une stratégie et un mécanisme stable de mobilisation des ressources. Dans cette perspective, une implication des ministères des finances et des budgets et des secrétariats permanents des ministères des finances est nécessaire voire indispensable. Dans un premier temps, l'élaboration d'un plan stratégique pertinent pour le développement de la statistique avec un programme d'activités clair pour une période de 2 à 5 ans.

L'estimation budgétaire pourrait ainsi constituer le montant du fonds. Les fonds prévus dans le cadre de la mise en œuvre des OMD en Afrique devront être mobilisés à travers le groupe de pilotage africain sur les OMD. Ces fonds devront supporter annuellement l'amélioration des statistiques en Afrique; et les chefs d'Etat et de Gouvernement devront aider dans ce sens.

L'étude sur les sources alternatives de financement de l'UA devra être finalisée le plus rapidement possible. Les recommandations de l'étude sur les modalités de collecte de ces fonds devront être adoptées et mises en œuvre urgemment. L'expertise dans la gestion des opérations de Trust funds devrait être recherchée.

La CUA assurant la coordination devra s'assurer du bon fonctionnement du système statistique africain afin de disposer des données statistiques harmonisées de qualité, nécessaires pour la conduite harmonieuse de l'intégration africaine, général et en particulier, la surveillance multilatérale.

#### **Quatre étapes pour l'harmonisation statistique pour la surveillance multilatérale**

**Première étape** la CUA devra procéder à la mise en place du comité technique spécialisé chargé de l'harmonisation des statistiques monétaires et financières. Ce comité, sous les auspices de la Commission qui assure le secrétariat, devra élaborer à partir des expériences et des bonnes pratiques reconnues, un pacte de convergence et de stabilité conformément à l'article 44 du Traité d'Abuja et à la déclaration des chefs d'État et de Gouvernement lors de leur dernier sommet en février 2009 afin d'accélérer le processus d'intégration monétaire. Les recommandations de ce comité devront être soumises à la Conférence des ministres africains de l'économie et des finances (CAMEF) et enfin aux organes politiques de l'UA.

**Deuxième étape** sous l'impulsion de la CUA, le comité devra (i) faire un état des lieux exhaustif des concepts, des définitions et des méthodologies, utilisés dans l'élaboration des agrégats monétaires et financiers au niveau de chaque pays (ii) faire ressortir les écarts conceptuels

et méthodologiques avec les normes et prescriptions internationalement reconnues et (iii) proposer une stratégie ou démarche méthodologique visant à les harmoniser en prenant en compte les réalités africaines. A cet effet, les travaux sur l'identification des normes communes pourraient avoir pour référentiel le manuel de statistiques monétaires et financières (MSMF) du FMI, édité en 2000.

Par ailleurs, la participation de tous les pays africains au système général de diffusion des données (SGDD) du FMI, en les amenant à améliorer leur système statistique, faciliterait la comparaison des méthodologies.

**Troisième étape** la validation des définitions d'un ensemble de concepts et de normes communes des directives précises sur les méthodologies de production et de présentation des statistiques monétaires, nécessaires à un exercice de surveillance multilatérale efficace. Sur cette base, des directives ou textes réglementaires devront être élaborés et soumis d'abord au Haut conseil africain de la statistique (HCAS), le plus haut organe de la statistique en Afrique, pour examen, ensuite à la Conférence des ministres africains de l'économie et des finances (CAMEF) et enfin aux Autorités politiques de l'Afrique pour faire l'objet de règlements ou directives s'appliquant à l'ensemble des Etats membres. Ces décisions de la conférence des Chefs d'Etat et de Gouvernement devront rendre obligatoires les directives sur les normes et sur la méthodologie retenues auxquelles tous les pays devront se conformer. Le comité technique spécialisé, à travers son Secrétariat, devra faire rapport sur la mise en oeuvre de ces directives aux organes de décision de l'UA après examen par la CAMEF.

**Quatrième étape** les Comités de coordination du système statistique national regroupant toutes entités statistiques au niveau national devront coordonner la production et la validation des statistiques monétaires et financières suivant les normes et standards retenus. Les comités statistiques des CER devront appuyer les CCN et suivre la mise en oeuvre des directives dans leur région. Les données statistiques produites et validées devront être communiquées, à travers le secrétariat (CUA), au comité technique spécialisé pour vérification, compilation et élaboration des agrégats au niveau continental.

Les recommandations ci-après peuvent être formulées afin de parvenir rapidement la production de statistiques nécessaires au suivi de la convergence macroéconomique en Afrique:

- i. **Le plaidoyer pour la signature et la ratification de la Charte africaine de la statistique** en vue d'asseoir un cadre institutionnel de régulation facilitant l'éclosion de statistiques de qualité, régulièrement produites, disponibles en temps réel et comparables dans tous les domaines de l'intégration africaine;
- ii. **la nécessité d'adopter, à partir des expériences et des bonnes pratiques reconnues, des critères de convergence en vue de faire de la surveillance multilatérale** pour être en phase avec la volonté des chefs d'Etat et de Gouvernement clairement exprimée dans l'article 44 du Traité d'Abuja afin d'accélérer le processus d'intégration africaine. La CUA devra initier le processus.
- iii. **la mise en place de tous les organes et comités techniques spécialisés de mise en oeuvre de la charte notamment le comité technique spécialisé sur les statistiques monétaires et financières** pour le démarrage de leurs travaux l'identification des concepts communs et l'élaboration de stratégie ou démarche méthodologique pour la production de statistiques monétaires et financières harmonisées.
- iv. **l'évaluation des statistiques monétaires et financières tenant compte les spécificités africaines en y intégrant tous les secteurs émetteurs ou détenteurs de monnaie.** En effet, les données monétaires devront inclure les banques, les opérations monétaires des Trésors nationaux, des CNE, des CCP, des systèmes financiers décentralisés qui connaissent un essor dans la zone, des sociétés d'assurance, des intermédiaires financiers et des auxiliaires financiers
- v. **la mise en oeuvre du programme d'harmonisation statistique** dans tous les domaines de l'intégration en général et en particulier en ce qui concerne les statistiques pour la surveillance multilatérale.

## CONCLUSION

La nécessité de mettre en place un mécanisme de surveillance multilatérale, telle que réaffirmée par les décideurs politiques africains au plus haut niveau, dans la perspective de la Communauté économique africaine et l'union monétaire, fait de l'harmonisation statistique une priorité sur le continent africain. Prenant ces responsabilités, la Commission de l'Union africaine a pris en charge de rationaliser l'activité statistique en élaborant une charte africaine de la statistique qui a été adoptée par les Chefs d'Etat et de Gouvernement africains lors de leur dernier sommet en février 2009. Sa mise en œuvre effective offre le cadre institutionnel adéquat pour conduire l'harmonisation statistique au niveau continental. Pour ce faire, il est nécessaire qu'au-delà de la ratification par les Etats parties, la charte soit mise en œuvre par l'ensemble des membres du SSA à travers l'application des principes et des objectifs et l'opérationnalisation rapide de ses organes de coordination et des comités techniques spécialisés.

L'arrimage de l'harmonisation des informations statistiques au mécanisme de surveillance multilatérale permettra de disposer des indicateurs de convergence qualitativement mieux renseignés.

## REFERENCE BIBLIOGRAPHIQUE

Association des banques centrales africaines (2002), *Programme de coopération monétaire en Afrique (PCMA)*.

Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (2006), «*Approche méthodologique pour l'harmonisation des statistiques monétaires*», Communication lors du séminaire sur l'harmonisation statistique tenu à Bamako (Mali), BCEAO.

Biao Barthélémy (2007), «Cours sur la coopération monétaire et intégration économiques africaine», IDEP, programme de formation en intégration régionale en Afrique.

Commission de l'Union africaine et Commission économiques pour l'Afrique (2006), *Etat de l'Intégration régionale en Afrique II Rationalisation des communautés économiques régionales*, Commission économiques pour l'Afrique.

Division de l'intégration et de la Coopération régionale (2007), «*Etude sur la rationalisation des CER Révision du Traité d'Abuja et Adoption d'un programme minimum d'intégration*», Département des affaires économiques, Commission de l'Union africaine.

Unité statistique (2007), «*Note conceptuelle sur la mise en place d'une structure autonome (STATAFRIC)*», Département des affaires économiques, Commission de l'Union Africaine (2007).

Unité statistique (2009), «*Charte africaine de la statistique*», Département des affaires économiques, Commission de l'Union africaine.

Unité statistique (2008), «*Note conceptuelle sur la stratégie globale et continentale d'harmonisation statistique en Afrique*», Département des affaires économiques, Commission de l'Union africaine.

Unité statistique (2008), «*Mécanisme de coordination pour la mise en œuvre de la Charte africaine de la statistique, et Création du Fonds africain pour le développement statistique en Afrique*», Département des affaires économiques, Commission de l'Union africaine.

Unité statistique (2006), «*Cadre minimum d'indicateurs pour des statistiques comparables en Afrique*», Département des affaires économiques, Commission de l'Union Africaine

Yeo Dossina et Adou Jean Yves (2008), «*Harmonisation statistique et intégration africaine*», Revue africaine de l'intégration, Département des affaires économiques, Commission de l'Union Africaine.

International Monetary Fund (2005), *The IMF's multilateral surveillance*, Issues paper for an evaluation by the Independent Evaluation Office, IMF.

OECD, Economic Department (1990), *The role of indicators in structural surveillance*, Working papers, OECD.

## End Note

- 1 Cela est exprimé à travers la Conférence des Ministres africains de l'Economie et des Finances et des Gouverneurs des Banques centrales organisée conjointement par la CUA, la BAD et la CEA en Novembre 2008, la Conférence extraordinaire des Ministres africains de l'Economie et des Finances organisée en janvier 2009, la mise en place du comité des 10 et la tenue de sa première réunion en janvier 2009, la déclaration de l'assemblée générale des chers d'Etat et de gouvernement au cours du sommet de février 2009.
- 2 Ces exigences restent cependant sujettes à controverse dans la littérature économique
- 3 La question de la définition de l'inflation "acceptable" est sujette à controverse. Certains analystes remettent en cause la nécessité de converger vers un certain niveau d'inflation comme préalable à une union monétaire
- 4 les niveaux de déficit et de dette généralement retenus sont souvent critiqués comme relevant de l'arbitraire et ne reposant sur aucune base théorique rigoureuse







**Organised by:**

The Department of Economic Affairs in collaboration with  
Communication and information Division.

If you have any questions or suggestions, please contact:

Mr. Yeo Dossina,

[dossinay@africa-union.org](mailto:dossinay@africa-union.org)

Ms Fetun Getahun,

[fetung@africa-union.org](mailto:fetung@africa-union.org)

Tel: +251 11 551 9287

Fax: + 251 11 551 0249

[www.africa-union.org](http://www.africa-union.org)

**Organisé par:**

Le Département des Affaires économiques en collaboration  
avec la Division de la Communication et Information.

Pour vos questions ou suggestions, veuillez contacter:

Mr. Yeo Dossina,

[dossinay@africa-union.org](mailto:dossinay@africa-union.org)

Ms Fetun Getahun,

[fetung@africa-union.org](mailto:fetung@africa-union.org)

Tel: +251 11 551 9287

Fax: + 251 11 551 0249

[www.africa-union.org](http://www.africa-union.org)

