



CONSORTIUM POUR LA RECHERCHE
ÉCONOMIQUE ET SOCIALE



Université Cheikh Anta Diop de Dakar
FACULTÉ DES SCIENCES ÉCONOMIQUES ET DE GESTION
Laboratoire d'Analyse des Politiques Publiques (LAPP)

SÉRIE DE DOCUMENTS DE RECHERCHE

Co-mouvements économiques dans les pays de la zone CFA : une analyse par le modèle factoriel dynamique généralisé

Abdoulaye DIAGNE

Abdou-aziz NIANG

Consortium pour la Recherche Économique et Sociale

Rue de Kaolack x Rue F, Tour de l'Oeuf, Point E, en face de la Piscine olympique,

Dakar, Sénégal – CP : 12023 - BP : 7988 Dakar-Médina

Tél. : (221) 33 864 73 98 / 33 864 77 57 • Fax : (221) 33 864 77 58

E-mail : cres@ucad.sn • cres_ucad@yahoo.fr • Site Web: www.cres-sn.org

2009 / 19

Co-mouvements économiques dans les pays de la zone CFA : une analyse par le modèle factoriel dynamique généralisé

Abdoulaye DIAGNE
cres@ucad.sn

Abdou-aziz NIANG
aazniang@yahoo.fr

Résumé

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 dans les pays membres. Cette synchronisation des cycles d'affaires permet de juger du degré d'intégration sous-régionale. En utilisant le modèle factoriel dynamique généralisé, les co-mouvements dans la zone CFA, et dans les deux sous-zones : l'UEMOA et la CEMAC ont été analysés, sur la période 1980-2004. L'efficacité des politiques d'intégration économique et monétaire spécifiques à ces deux sous-zones a pu ainsi être examinée, et le niveau de synchronisation entre ces deux entités sous-régionales, vérifiée.

Mots-clés : co-mouvement économique ; intégration régionale ; modèle factoriel dynamique généralisé ; zone CFA

Classification JEL: F02 ; E30 ; C33 ; F41

Abstract

The aim of this paper is to check whether the economic and monetary policies developed under the CFA area create co-movements of business cycles of member countries. Indeed, the synchronization of business cycles is a result which can help to appreciate the degree of regional integration. Using the generalized dynamic factor model (Forni et al., 2001), we analyzed the one hand the co-movements between countries of CFA area over the period 1980-2004 and on the other hand we also conducted an analysis for UEMOA and CEMAC areas over the same period. This enabled us also to examine the effectiveness of the economic and monetary integration policies which are specific to these two sub-regional entities and also to check determinants of co-movements in their business cycles.

Keywords: Regional integration ; Co-movement ; Dynamic Factor Model ; CFA area

JEL classification: F02 ; E30 ; C33 ; F41

Introduction

Le choix fait par les pays africains de la zone CFA de partager le même espace monétaire a favorisé la mise en place de politiques sous-régionales. 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 lorsque de telles co-fluctuations sont globales, l'influence des décideurs politiques sur les économies nationales peut être très réduite.

En effet, au cours de ces dernières décennies, la formation d'espaces économiques ou monétaires à travers le monde a eu un impact important sur l'évolution des cycles d'affaires des entités sous-régionales (Kabundi et Louts, 2007). Pour les pays en développement, comme ceux de la zone CFA, ce type d'initiative a permis d'observer l'existence de co-mouvements des variables macroéconomiques dû à un effet de contagion. La prise en compte de ces co-mouvements revêt un intérêt majeur pour la modélisation de la croissance et de la convergence, dans la mesure où elle contribue à remettre en cause la procédure généralement adoptée qui consiste tout simplement à interpréter ces co-fluctuations comme des paramètres de nuisance.

Cette étude s'inscrit ainsi dans la lignée des travaux sur les zones monétaires optimales. Ceux-ci ont souligné les relations existant entre les échanges commerciaux, la coordination des politiques économiques et la synchronisation des cycles¹ d'activités entre des pays partageant la même monnaie. Cette synchronisation permet de juger du degré d'intégration sous-régionale et de la pertinence même de la création d'un espace monétaire. L'objectif visé ici est de vérifier, d'une part, si de tels résultats restent valables pour la zone CFA, et d'autre part, d'analyser les facteurs qui influencent la synchronisation des fluctuations économiques au sein de cette zone.

Une meilleure compréhension de ce phénomène permet d'expliquer les conditions dans lesquelles les progrès (ou crises) économiques notés dans un ou plusieurs pays de la zone, se propagent dans toute la région. Le modèle factoriel dynamique généralisé de Forni *et al.* (2001) sera utilisé pour capter ces co-fluctuations. En effet, ce type de modèle tient 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.

A la première section, nous présentons les politiques globales de coordination initiées dans le cadre de cet espace monétaire avant de procéder, dans la deuxième section à une analyse sélective de la littérature empirique consacrée à ce domaine. La méthodologie utilisée ainsi que les résultats empiriques obtenus sont exposés respectivement dans la troisième et la quatrième sections. Enfin, la cinquième section est consacrée à l'analyse des facteurs de co-mouvements économiques dans la zone CFA.

¹ Nous précisons que le terme « cycle » est utilisé ici au sens de Barthélemy et Poncet (2006), c'est-à-dire, qu'il désigne la composante non tendancielle de l'activité économique.

1. L'intégration économique et monétaire dans la zone CFA

La mise en place de la zone CFA a favorisé l'établissement d'un cadre institutionnel homogène qui témoigne de la volonté d'un approfondissement de l'intégration régionale pour conforter la croissance et contribuer à la réduction de la pauvreté dans les pays membres. Comme l'a souligné Rose (1999), l'adoption d'une monnaie unique ou d'un taux de change fixe permet d'accroître l'intégration économique.

Deux sous-zones économiques ont ainsi été créées pour répondre aux exigences de la crise économique sans précédent à laquelle les Etats membres ont été confrontés à la fin des années 80 et au début de la décennie 1990/2000. Il s'agit de la Communauté Economique et Monétaire de l'Afrique Centrale (CEMAC) pour les Etats de l'Afrique centrale, et de l'Union Economique et Monétaire de l'Afrique de l'Ouest (UEMOA) pour les pays de l'Afrique de l'Ouest.

Quatre grands principes régissent le fonctionnement de la zone CFA :

- la parité du Franc CFA et du 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 Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO) et la Banque des Etats d'Afrique Centrale (BEAC) 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.

Cependant, 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 à elle seule près de 40 % de la production mondiale de cacao et en est le premier producteur mondial. Par ailleurs, les exportations de coton contribuent 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 environ 25 % du PIB total de la zone CFA. 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.

2. Revue de littérature

On doit à Burns et Mitchell (1946) l'une des premières analyses qui intègre les facteurs communs. Par la suite, d'autres l'ont également menée dans le cadre de l'étude des co-mouvements sectoriels. Parmi eux : 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 ce dernier que les chocs subis 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 subis 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-mouvements sur les marchés financiers ont été menées par Brooks *et al.* (2003). Les conclusions issues de leur analyse indiquent 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 fournir aucune preuve évidente de la transmission des fluctuations de l'économie européenne à celle de l'Afrique sub-saharienne, malgré le fait que l'Union européenne (UE) est le principal partenaire commercial de la majorité des pays africains.

Le modèle factoriel dynamique généralisé proposé par Forni *et al.* (2000, 2001) 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 retraçant 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.

3. Méthodologie

3.1 Le modèle factoriel dynamique généralisé

L'idée qui sous-tend 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 déterminée par un petit nombre de chocs qui sont communs à l'ensemble des individus (ou variables) du panel, et d'une composante idiosyncratique, 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 et Rothschild (1983) où l'on suppose l'existence de corrélation sur les composantes spécifiques.

On² a :

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

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

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'ordre 1 et 2 sont finis.

Hypothèse 1 (H1)

- i) Le processus vectoriel de dimension r $\{(F_{1t}, F_{2t}, \dots, F_{rt})' t \in \square\}$ 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, $e_{it} = \{e_{it}, i \in \square, t \in \square\}$ est un processus à double séquence et pour chaque i on a d'abord $e = \{(e_{1t}, e_{2t}, \dots, e_{nt})', t \in \square\}$ 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 $L < 0$, 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 $y = \{(y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{nt})', t \in \square\}$, 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 appelées chocs communs, et nous noterons $\chi_{it} = y_{it} - e_{it}$ 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 $i \in \square$, il existe un réel $c_i > 0$, 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 ϑ_j , la fonction³ générant la j -ième valeur propre non négative de $\Sigma(\theta)$ suivant un ordre décroissant. On note également Σ^x et Σ^e les matrices de densité spectrale commune et idiosyncratique, respectivement, et ϑ_j^x et ϑ_j^e les valeurs propres dynamiques respectives de ces composantes.

La première valeur propre dynamique de la composante idiosyncratique ϑ_1^e admet une limite pour tout i . En d'autres termes, il existe un réel tel que $\vartheta_1^e(\theta) \leq \Lambda$ 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

³ Les ϑ_j sont également appelée *valeurs propres dynamiques* de Σ .

spectrales de ces y_{it} admettent une limite uniforme. Mais on est ici dans un cadre plus général où l'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

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

Hypothèse 4 (H4)

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

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

Cette hypothèse $H4$ implique que les corrélations pouvant exister entre les composantes communes sont minimales. Elle implique également que les F_{jt} ont des effets consistants pour la plupart des individus du panel. Notons aussi, 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 θ prenne toutes les valeurs de cet intervalle pour que $H4$ se vérifie.

Sur la base de ces quatre hypothèses, Forni *et al.* (2000) tirent la conclusion (C4) selon laquelle les r premières valeurs propres de Σ divergent, tandis que la $(r+1)$ ème valeur propre admet une limite uniforme. Il existe ainsi un réel M tel que $\vartheta_{r+1}(\theta) \leq M$ 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 χ 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 Σ divergent, tandis que la $(r+1)$ ème admet une limite uniforme, alors l'hypothèse d'un modèle factoriel (r facteurs) peut être retenue.

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

3.2.1 Méthode d'estimation des composantes communes

Forni *et al.* (2000) ont construit un estimateur de χ_{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 Σ , 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 ϑ_j ; ainsi

$$p_j(\theta)\Sigma(\theta) = \vartheta_j(\theta)p_j(\theta) \text{ pour tout } \theta \in [-\pi, \pi]$$

(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

$$\chi_{it} = \underline{K}_i(L) y_t \quad (3)$$

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 pondération.

Ainsi, cette projection orthogonale χ_{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 ème projection orthogonale correspondent aux coefficients du filtre $\tilde{p}_j(L)$. L'estimateur de χ_{it} noté $\hat{\chi}_{it}$ 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 troncature⁴ $M = M(T)$, la procédure consiste à déterminer l'ensemble des matrices de covariance Ω_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 séquences⁵ $\Omega_{(-M)}^T, \dots, \Omega_0^T, \dots, \Omega_M^T$.

Il s'agit précisément de déterminer⁶

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

Il convient ensuite de déterminer les r premiers vecteurs propres $p_j^T(\theta_h)$ de $\hat{\Sigma}(\theta_h)$ 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

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

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

⁴ $M(T) = O\left(\frac{2}{3}T^{1/3}\right)$

⁵ $\Omega_{(-k)} = \Omega_k'$.

⁶ $\theta_h = 2\pi h / (2M+1)$; $h = 0, 1, \dots, 2M$; $\omega_k = 1 - [|k| / (M+1)]$

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

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 :

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

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.

3.2.2 Méthode de détermination du nombre de facteurs communs

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 consiste ainsi à analyser ces valeurs propres relativement à n .

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

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

- i) la moyenne en fonction des fréquences θ 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 α 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 que⁷

$$\left\{ \begin{array}{l} \frac{\vartheta_{r+1}^T}{\sum_{i=1}^n \vartheta_i^T} < \alpha < \frac{\vartheta_r^T}{\sum_{i=1}^n \vartheta_i^T} \\ \frac{\sum_{i=1}^r \vartheta_i^T}{\sum_{i=1}^n \vartheta_i^T} \geq 0.5 \end{array} \right.$$

Avec $\frac{\vartheta_j^T}{\sum_{i=1}^n \vartheta_i^T}$, variance expliquée par le j -ième choc commun.

⁷ $0 < \alpha < 1$

4. Résultats empiriques

L'analyse des résultats empiriques s'appuie sur l'étude de la nature et de l'étendue des mouvements des cycles d'affaires des 13 pays⁸ de la zone CFA. Par la même occasion, le degré de synchronisation des deux sous-zones (UEMOA et CEMAC) sera aussi examiné en vue de vérifier 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 s'expliquer par l'existence de facteurs communs.

4.1 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 à l'aide des cinq indicateurs macroéconomiques suivants : 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'investissement⁹ (Inv) est issu du *Penn World Table 6.2 (PWT 6.2)* et l'indice des prix est obtenu à partir des statistiques du Centre de recherches statistiques, économiques et sociales et de formation pour les pays Islamiques (SESRIC).

Tableau 1 : Les données

Pays	PIB	Inv.	Ind.	Cons.	IP
Bénin	X	X	X	X	...
Burkina Faso	X	X	X	X	X
Centrafrique	X	X	X
Côte d'Ivoire	X	X	X	X	X
Cameroun	X	X	X	X	X
Rép. Congo	X	X
Gabon	X	X	X	X	X
Guinée Bissau	X	X	X	X	...
Mali	X	X	X	X	...
Niger	X	X	X	...	X
Sénégal	X	X	X	X	X
Tchad	X	X	X	X	...
Togo	X	X	X	X	X

Notes :

PIB, Ind, Cons: World Development Indicators (WDI) de la banque mondiale.

Inv: Penn World Table 6.2 (PWT 6.2) de Summers et Heston.

IP: statistiques de SESRIC¹⁰.

(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 *HI* (série stationnaire¹¹ et de moyenne nulle), toutes les variables sont

⁸ La Guinée Equatoriale est exclue de l'étude du fait de l'absence de données suffisantes sur 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 Centre de recherches statistiques, économiques et sociales et de formation pour les pays Islamiques.

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 : Résultats¹² estimation de r

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

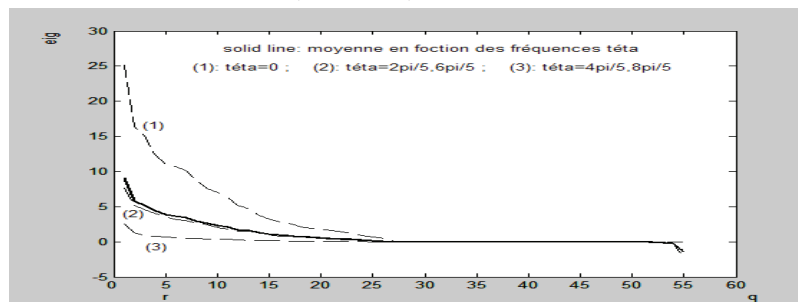
	$\vartheta_r^T(\theta_h)$					$\frac{\sum_{h=0}^{2M} \vartheta_r^T(\theta_h)}{2M+1}$	$\frac{\vartheta_r^T}{\sum_{i=1}^n \vartheta_i^T}$	$\frac{\sum_{i=1}^r \vartheta_i^T}{\sum_{i=1}^n \vartheta_i^T}$
	$h=0$	$h=1$	$h=2$	$h=3$	$h=4$			
$r=1$	25.11	7.59	2.52	7.59	2.52	9.07	0.16	0.16
$r=2$	16.29	5.23	1.24	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
$r=4$	2.46	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

Source : Estimation des auteurs à partir de la matrice construite en utilisant les variables présentées dans le tableau 1.

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 θ . Il permet également de visualiser les moyennes à partir des différentes fréquences.

Graphique 1 : Valeurs propres issues des matrices de densité spectrale estimées (selon les fréquences θ_h) pour l'ensemble des variables

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



Source : Construit par les auteurs.

En tenant compte de la variance expliquée par les r facteurs communs, un écart $\alpha = 0.10$ a été fixé comme critère de sélection du nombre de facteurs à retenir.

¹¹ Un test de racine unitaire présenté en annexe a permis de vérifier la stationnarité des séries.

¹² $\frac{\vartheta_r^T}{\sum_{i=1}^n \vartheta_i^T} \Rightarrow$ Variance expliquée par la *rième* composante principale dynamique ; $\frac{\sum_{i=1}^r \vartheta_i^T}{\sum_{i=1}^n \vartheta_i^T} \Rightarrow$ variance expliquée par les r premières composantes principales dynamiques.

4.1.1 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 des 13 pays de la zone CFA est basée sur la prise en compte de cinq facteurs communs expliquant 71 % de la variance du taux de croissance du PIB dans cette région (Tableau A4 en annexe). Comme l'ont suggéré Forni *et al.* (2000), les composantes communes de chacun de ces pays ont été utilisées 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 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, une estimation de la composante commune des autres variables du système a été également faite. Pour chaque variable de chaque pays, la moyenne des coefficients de corrélation a aussi été déterminée 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.

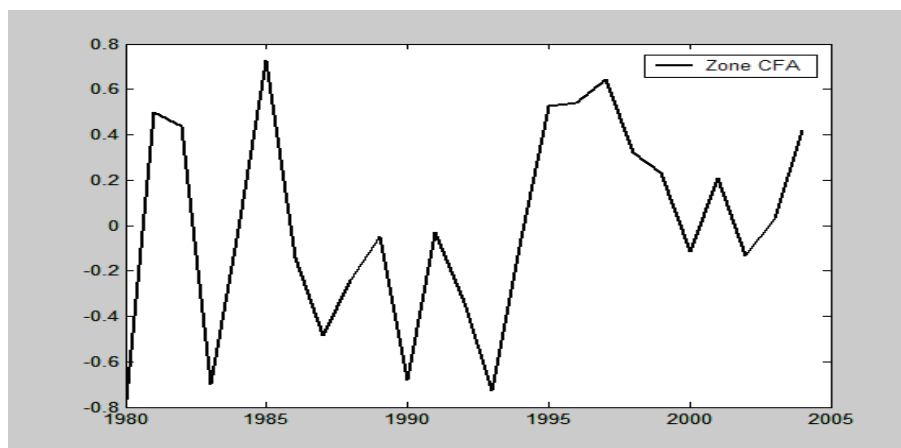
Tableau 3 : Corrélation moyenne de la composante commune de chaque variable avec la composante commune des autres variables du même pays

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

Source : Estimations des auteurs à partir des données du tableau 1
(...) 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 confirme 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 serait inopportun 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



Source : Construit par les auteurs.

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 dollar¹³. Cette situation a provoqué 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 à une forte diminution des recettes à l'exportation.

Les conséquences économiques qui en découlent sont accentuées par le poids de la dette contractée 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'affaires 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 du cycle d'affaires de chaque pays, par rapport à celui de l'ensemble de la zone CFA, révèle une forte synchronisation de la dynamique 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 qui ont un poids économique considérable au sein de la Zone. 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).

¹³ Monnaie dans laquelle sont cotées et facturées les matières premières exportées

Un autre facteur de co-mouvements est l'existence de forts liens politico-économiques au sein des pays de l'Union, facilités par l'appartenance à une même union monétaire et la proximité géographique. Ce partenariat économique est aujourd'hui consolidé par un objectif de surveillance multilatérale, fixé par un comité de convergence en vue de consolider ces liens, facteurs importants d'intégration économique.

A signaler également l'effet des politiques communes appuyées depuis les indépendances par les anciens colonisateurs, et surtout, par les institutions internationales (FMI, Banque Mondiale) qui jouent un rôle considérable sur la dynamique du cycle d'affaires de la zone CFA. En revanche, on note l'absence de co-mouvements entre la zone CFA et les pays comme le Mali, la République du Congo, la Guinée Bissau et le Gabon qui enregistrent les plus faibles coefficients de corrélation, 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 transfert de son privilège d'émission à la BCEAO. Cette décision avait nécessité un long processus d'assainissement financier, car le Mali, pays aux ressources naturelles très limitées, enregistre de graves difficultés d'ordre financier. Le pays importe beaucoup de biens manufacturés, et son économie est principalement basée sur le coton, soumis aux aléas climatiques et aux variations des cours mondiaux. Ainsi, même avec 76 % de taux de croissance obtenu grâce à sa composante commune, le Mali a du mal à suivre correctement l'évolution du cycle économique de la zone.

La Guinée Bissau est entrée tardivement (1997) dans la zone CFA. Seuls 43% de la variance de son taux de croissance peuvent être attribués à sa composante commune à la zone CFA. Son économie est également très faible, parce que basée principalement sur l'exportation de noix de cajou. De ce fait, ses performances individuelles sur le plan économique aussi bien que sur le plan politique, sont loin d'être une référence.

Tableau 4 : Corrélation de la composante commune de chaque pays avec la composante commune de la zone CFA

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

Source : Estimation des auteurs.

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 Etats Unis et, récemment, vers la Chine. Ce qui fait que le pays, 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 atteignent à peine 4.1 %. En outre, du fait de son faible poids économique, avec une population estimée à seulement 1.2 million d'habitants, le Gabon ne parvient pas à influencer considérablement l'évolution du cycle économique de la zone CFA, comme le font la Côte d'Ivoire ou le Cameroun. C'est plutôt l'effet contraire qui est constaté, bien que 67 % de la croissance économique de ce pays soient justifiés par sa composante commune.

Tableau 5 : Variance expliquée par la composante commune de chaque pays

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

Source : Estimation des auteurs.

Enfin, le niveau des échanges commerciaux entre les pays de la zone CFA est globalement assez bas, le pétrole et les produits agricoles tels que le cacao, le coton et le café sont les principaux produits de base exportés. Ainsi, 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 et donc de co-mouvements économiques (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, en 2006, représente environ 40 % de la masse monétaire et cette même part du PIB.

Tableau 6 : Corrélations des composantes communes UEMOA / pays membres

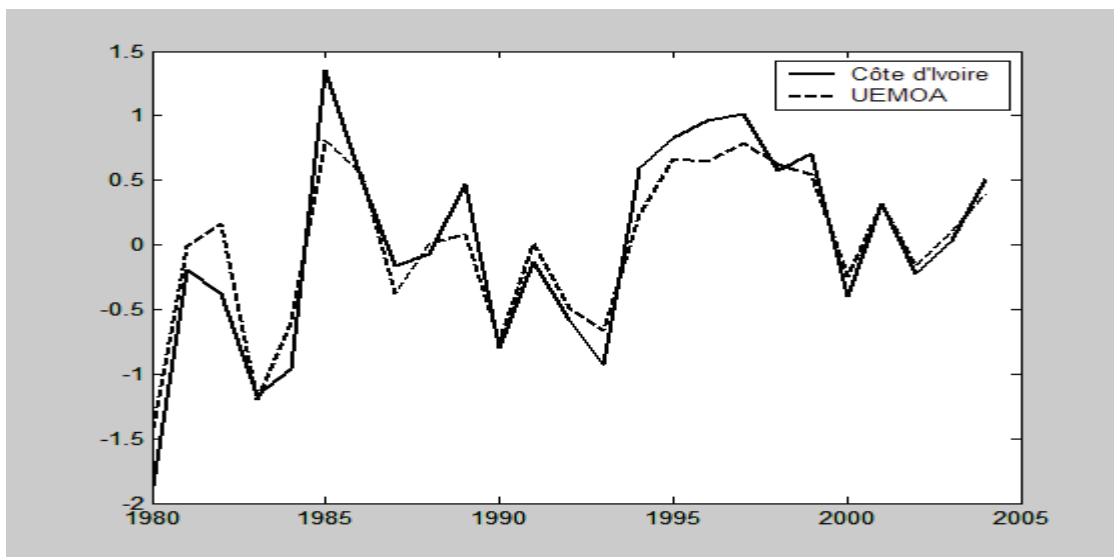
Pays	Corrélat.	Signif.
Côte d'Ivoire	0.96 ***	0.0000
Burkina Faso	0.82 ***	0.0000
Sénégal	0.79 ***	0.0000
Niger	0.61 ***	0.0010
Togo	0.37 *	0.0701
Bénin	0.32	0.1193
Mali	0.27	0.1884
Guinée Bissau	0.05	0.8279

Source : Estimation des auteurs.

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 forte relation de dépendance avec eux ; 74 % du taux de croissance ivoirienne sont expliqués par sa composante commune.

Comme le montre le graphique 3, il existe une forte synchronisation du cycle d'affaires 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



Source : Construit par les auteurs.

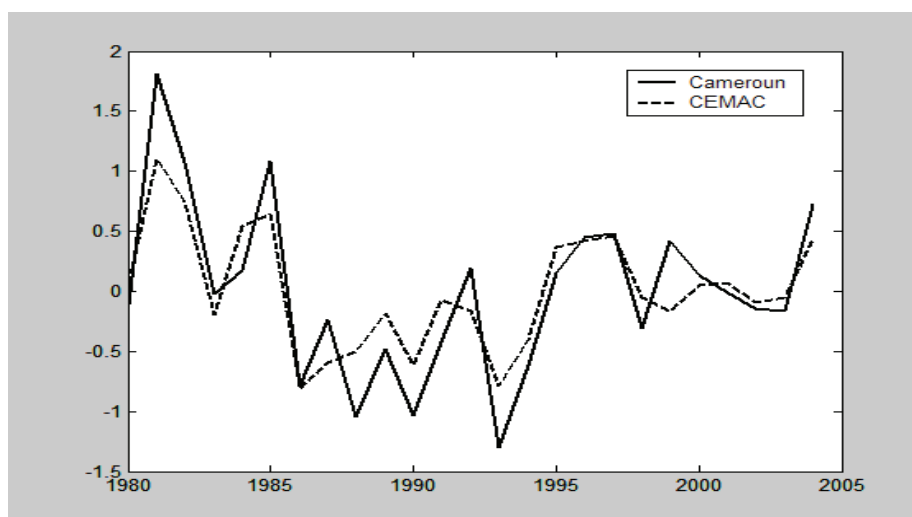
On note également l'existence de fortes co-fluctuations entre l'UEMOA et les pays comme le Burkina Faso, le Sénégal et le Niger dont les coefficients de corrélation des composantes communes avec celle de la zone UEMOA sont respectivement : 0.82 ; 0.79 et 0.61. Ces pays sont assez dépendants de l'UEMOA. 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 (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. Ce pays 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 90, puisqu'elle a atteint 34.4 % par an (Banque Africaine de Développement, 2000).

d. Co-mouvements au sein de la CEMAC

Dans 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 Communauté. 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



Source : Construit par les auteurs.

Le problème du développement des échanges commerciaux se fait plus sentir au niveau de la zone CEMAC qui souffre de sérieux problèmes d'enclavement qui entravent les échanges commerciaux. Principal exportateur, le Cameroun détient environ 45 % du total du réseau routier avec seulement 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 : Corrélations des composantes communes CEMAC/ pays membres

Pays	Corrélat.	Signif.
Cameroun	0.91 ***	0.0000
Rép. Congo	0.67 ***	0.0003
Centrafrique	0.46 **	0.0220
Gabon	0.30	0.1444
Tchad	0.27	0.1836

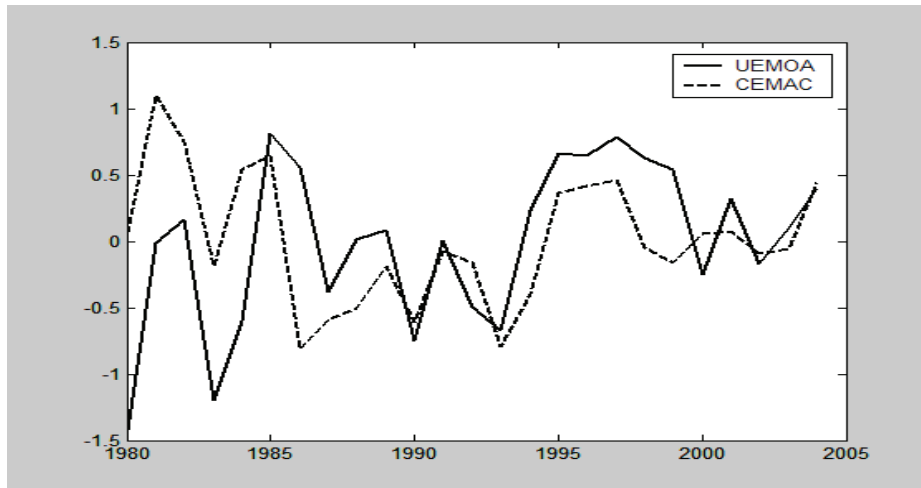
Source : Estimation des auteurs.

Avec des coefficients de corrélation respectifs de 0.27 et 0.30, le Tchad et le Gabon sont les pays de la zone CEMAC dont le cycle d'affaires subit, de la part de cette union, une influence statistiquement peu significative. L'activité économique Tchadienne est fortement secouée par des guerres civiles et des coups d'état qui ont tendance à neutraliser les effets des 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



Source : Construit par les auteurs.

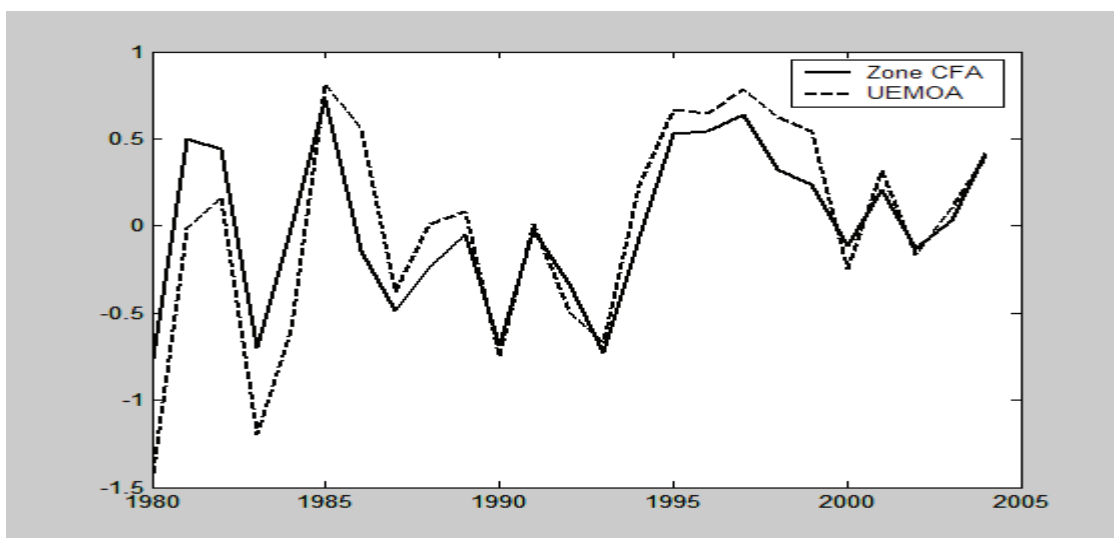
Les exportations de la CEMAC vers l'UEMOA représentaient seulement 0.25 % des exportations totales de la CEMAC vers le monde en 2000, et 10 % de ses exportations à destination de l'Afrique, tandis que ses importations en provenance de l'UEMOA comptaient pour 2.5 % de ses importations totales. De même, 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, 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 90, 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 économique 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.

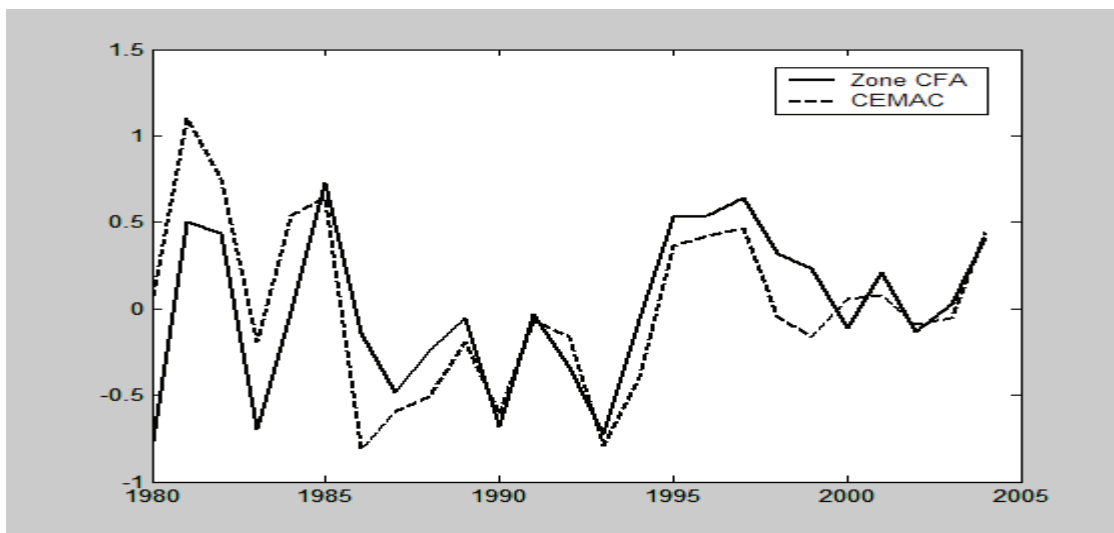
Graphique 6 : Composantes communes CFA/ UEMOA



Source : Construit par les auteurs.

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



Source : Construit par les auteurs.

Ainsi, malgré des relations d'échange limitées avec le reste de l'UEMOA, le cycle d'affaires de la CEMAC reste bien synchronisé avec celui de l'ensemble de la zone. Ceci 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.

5. 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. Des auteurs comme De Grauwe (1997) ont insisté sur cet aspect en soulignant le lien existant entre le régime des taux de change et la synchronisation des cycles d'affaires. Dans la zone CFA, ce phénomène 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, l'amélioration des termes de l'échange d'un pays est nécessaire pour induire celle du niveau des exportations nettes et du PIB. Par ailleurs, puisque les intrants et biens d'équipement 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.*, 1998). 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 (1999) 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

Cette étude révèle que malgré la faiblesse des relations commerciales (relativement au potentiel d'échange) entre les pays de la zone CFA, il existe des co-mouvements économiques assez importants entre la plupart des pays membres. Ces co-mouvements sont fortement « dictés » par les pays « leaders » à savoir la Côte d'Ivoire et le Cameroun dont les composantes communes sont fortement corrélées à celles de l'ensemble de la zone CFA. En revanche, certains pays comme le Congo, le Gabon et la Guinée-Bissau connaissent 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 la Guinée-Bissau a tardivement effectué son entrée dans la Zone Franc. Quant au Gabon, 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'affaires ivoirien sur celui de l'UEMOA, et celui du Cameroun sur la zone CEMAC. Par ailleurs, 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'affaires 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, les stratégies de développement économique expérimentées collectivement par les bailleurs au cours de ces dernières années, ont joué un grand rôle dans l'importance des co-mouvements économiques notées au sein de l'Union. Les objectifs visés par ces initiatives – généralement identiques – 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.

Références bibliographiques

- Banque de France. 2002. La Zone franc. *Note d'information* N° 127.
- Banque Africaine de Développement, 2000. « Indicateurs Macroéconomiques 2000 »
- Brooks, R., Forbes, K., Mody, A., 2003. « How strong are global linkages ? » (*Manuscript*).
- Burns, A.M. et Mitchell, W.C, 1946. « Measuring Business Cycles ». *National Bureau of Economic Research*.
- Chamberlain, G. et Rothschild, M.,1983. "Arbitrage, Factor Structure and Mean-Variance Analysis on Large Asset Markets", *Econometrica*, 51, 1281-1304
- Centre du Commerce International (CCI). 2003. Analyse statistique des flux des échanges commerciaux intra-et inter-régionaux de la CEMAC et de l'UEMOA. *Document de travail*
- Davis, S.J, Haltiwanger, J.C. 1992. "Gross Job Creation, Gross Job Destruction, and Employment Reallocation," *The Quarterly Journal of Economics*. MIT Press, 107, 819-63,
- De Grauwe P. 1997. "The Economics of Monetary Integration", *Oxford University Press*.
- Forni, M., Hallin, M., Lippi, M. et Reichlin, L. 2004. "The generalized dynamic factor model consistency and rates". *Journal of Econometrics*, 119, 231-255.
- Forni, M. and Lippi, M. 2001. "The Generalized Dynamic Factor Model: representation theory", *Econometric Theory*, 17, 1113-1141.
- Forni, M., Hallin, M. Lippi, M. et Reichlin, L. 2000. "The Generalized Dynamic Factor Model: Identification and Estimation", *The Review of Economics and Statistics*, 82, 540-554.
- Geweke, J. 1977. "The Dynamic Factor Analysis of Economic Time Series", in *D.J. Aigner and A.S. Goldberger (eds.)*. Latent Variables in Socio-Economic Models, North-Holland, Amsterdam, Ch.19.
- Hoffmaister, A., Roldos, E. and Wickham, P. 1998b. "Macroeconomic fluctuations in sub-saharian Africa". *IMF Staff Paper*, 45, 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.
- Kose, M.A. et 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.
- Lilien, D.M. 1982. "Sectoral shifts and cyclical unemployment", *Journal of Political Economy*, 90, 777-793.
- Latif, D. et Laye, O. 2007. "Impact on the bilateral trade in uemoa and cemac zone: Structural VAR approach". *Munich Personal RePEc Archive* N° 2088.

- Nyembwe, A. et Kholodilin, K.M. 2005. "North-South Asymmetric Relations: Does Business Cycle Convergence in EMU Affect Small African Economies?" *Université Catholique de Louvain*.
- Poncet, S. et 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. et 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.
- Union Economique et Monétaire Ouest africaine, 2007. *Rapport annuel de la Commission*
- Yang, X. 2003. "The Role of World Common Shocks in International Economic Fluctuations". *Working Paper*.

ANNEXES

**Tableau A1 : Corrélations composantes communes
CIV / autres membres UEMOA**

Pays	Corrélat.	Signif.
Burkina Faso	0.70 ***	0.0001
Sénégal	0.63 ***	0.0008
Niger	0.61 ***	0.0012
Togo	0.40 **	0.0467
Mali	0.32	0.1138
Bénin	0.15	0.4674
Guinée Bissau	0.14	0.5188

Source : Estimations des auteurs.

**Tableau A2 : Corrélations composantes communes
Cameroun /autres membres CEMAC**

Pays	Corrélat.	Signif.
Rép. Congo	0.65 ***	0.0004
Centrafrique	0.31	0.1378
Tchad	0.23	0.2713
Gabon	-0.10	0.6209

Source : Estimations des auteurs.

**Tableau A3 : Résultats des tests de racine unitaire (ADF)
du logarithme du PIB différencié pour chaque pays**

Pays	t-stat.	val.crit.(5%)
Bénin	-5.55 **	(-3.62)
Burkina Faso	-4.83 **	(-3.62)
Centrafrique	-3.44 **	(-1.96)
Côte d'Ivoire	-2.51 **	(-1.96)
Cameroun	-2.35 **	(-1.96)
Rép. Congo	-2.80 **	(-1.96)
Gabon	-3.44 **	(-1.96)
Guinée Bissau	-5.53 **	(-3.62)
Mali	-5.73 **	(-3.62)
Niger	-4.41 **	(-3.62)
Sénégal	-4.58 **	(-3.62)
Tchad	-4.45 **	(-3.61)
Togo	-3.00 **	(-1.96)

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

Tableau A4 : Valeurs propres issues des matrices de densité spectrale estimées (selon les fréquences θ_h) du PIB $n=13$; $T=25$; $M=2$

q	$\vartheta_q^T(\theta_h)$					$\frac{\sum_{h=0}^{2M} \vartheta_q^T(\theta_h)}{2M+1}$	$\frac{\vartheta_q^T}{\sum_{i=1}^n \vartheta_i^T}$ (%)	$\frac{\sum_{i=1}^q \vartheta_i^T}{\sum_{i=1}^n \vartheta_i^T}$ (%)
	$h=0$	$h=1$	$h=2$	$h=3$	$h=4$			
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
5	3.25	1.06	0.18	1.06	0.18	1.15	09	71
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	//	//	//	//	//	13	100%	//

Source : Estimations des auteurs.