

Comouvements économiques dans les pays de la Zone CFA : Une analyse par le modèle factoriel dynamique généralisé

Abdoulaye DIAGNE*

Abdou-aziz NIANG*

Octobre 2008

Consortium pour la Recherche
Economique et Sociale (CRES)
Université Cheikh Anta Diop de Dakar
Rue 64x67, Gueule Tapée
Résidence ITECOM, Dakar/Sénégal
Tél. : + 221 33 842 85 96
Fax : + 221 33 842 85 94
E-mail : cres@ucad.sn

Laboratoire d'Economie et de Gestion
(UMR 5118 CNRS)
Université de Bourgogne
Pôle d'Economie et de Gestion
B.P. 26611 – 21066 Dijon Cedex
Tél. : + 33 (0)3 80 39 54 30
Fax : +33 (0)3 80 39 54 43
E-mail : secretariat.leg@u-bourgogne.fr

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 by Forni et al. (2004), 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*

* Professeur d'économie, Université Cheikh Anta Diop, Dakar, Sénégal,
Email cres@ucad.sn

* Doctorant en sciences économiques, Université de Bourgogne, Dijon, France,
Email Abdou-Aziz.Niang@u-bourgogne.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 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.

Mots-clés : *Co-mouvement économique, intégration régionale, Modèle factoriel dynamique généralisé, zone CFA*

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 cycles¹ 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

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.

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.

1. L'intégration économique et monétaire 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 confrontées 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 environ 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.

2. 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 sub-saharienne 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.

3. Méthodologie

3.1 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.

On² a

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

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

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

Hypothèse 1 (H1) :

i) Le processus vectoriel de dimension r $\{(F_{1t}, F_{2t}, \dots, F_{rt})' t \in \mathbb{Z}\}$ 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, $e_{it} = \{e_{it}, i \in \mathbb{N}, t \in \mathbb{Z}\}$ est un processus à double séquence et pour chaque i on a d'abord $e = \{(e_{1t}, e_{2t}, \dots, e_{nt})', t \in \mathbb{Z}\}$ 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 $y = \{(y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{nt})', t \in \mathbb{Z}\}$, 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 $\chi_{it} = y_{it} - e_{it}$ 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 $i \in \mathbb{N}$ 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 ϑ_j la fonction³ générant la j -ième valeur propre non négative de $\Sigma(\theta)$ suivant un ordre décroissant. On note également Σ^{χ} et Σ^e les matrices de densité spectrale commune et idiosyncratique, respectivement, et ϑ_j^{χ} 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 .

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

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

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

Hypothèse4 (H4) :

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

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

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 θ 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 Σ divergent, tandis que la $(r+1)$ ième 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 \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 Σ divergent, tandis que la $(r+1)$ ième 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. (2000a) 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 pondérations.

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 $\hat{\chi}_{it}^T$ 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 $k=0, 1, 2, \dots, M$

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

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

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

Il convient ensuite de déterminer les r premières vecteurs 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

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

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

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

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

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

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^T correspondant également au poids associé à la j -ième série.

3.2.2 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

⁵ $\Omega_{(-k)} = \Omega_k'$.

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

les r premières valeurs propres dynamiques de $\Sigma(\theta)$ divergent tandis que la $(r+1)$ ème 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 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 $(r+1)$ ème 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 $(r+1)$ ème. 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

4. Résultats empiriques

Nous illustrerons cette analyse en étudiant la nature et l'étendue des co-mouvements des cycles d'affaires des 13 pays⁸ 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.

⁷ $0 < \alpha < 1$

⁸ La Guinée Equatoriale est exclue de l'étude du fait de l'absence de données suffisantes pour ce pays

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 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'investissement⁹ (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
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

(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 stationnaire¹⁰ 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.

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

TABLEAU 2 _ RESULTATS¹¹ 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
$r=4$	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

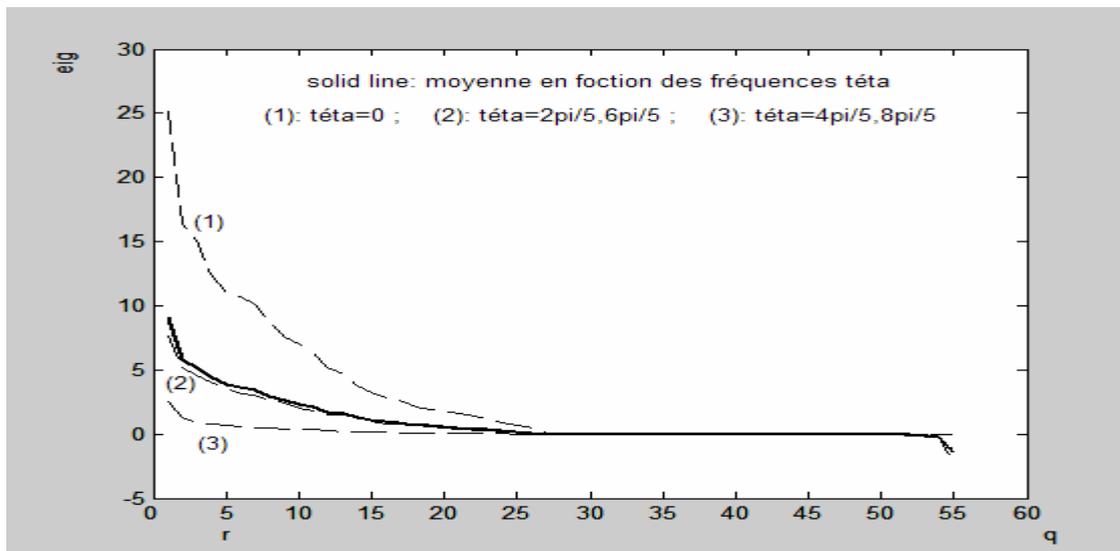
L'estimation de la matrice de densité spectrale (avec un point de troncature $M(T) = 2$) a permis de détecter cinq facteurs communs ($r = 5$) révélés par l'étude des valeurs propres dynamiques et en utilisant le critère de sélection.

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

¹¹ $\frac{\vartheta_r^T}{\sum_{i=1}^n \vartheta_i^T} \Rightarrow$ Variance expliquée par la $r - i\grave{e}me$ 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

GRAPHIQUE 1 _ VALEURS PROPRES ISSUES DES MATRICES DE DENSITE SPECTRALE ESTIMEES (SELON LES FREQUENCES θ_h) 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.

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 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'a 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.

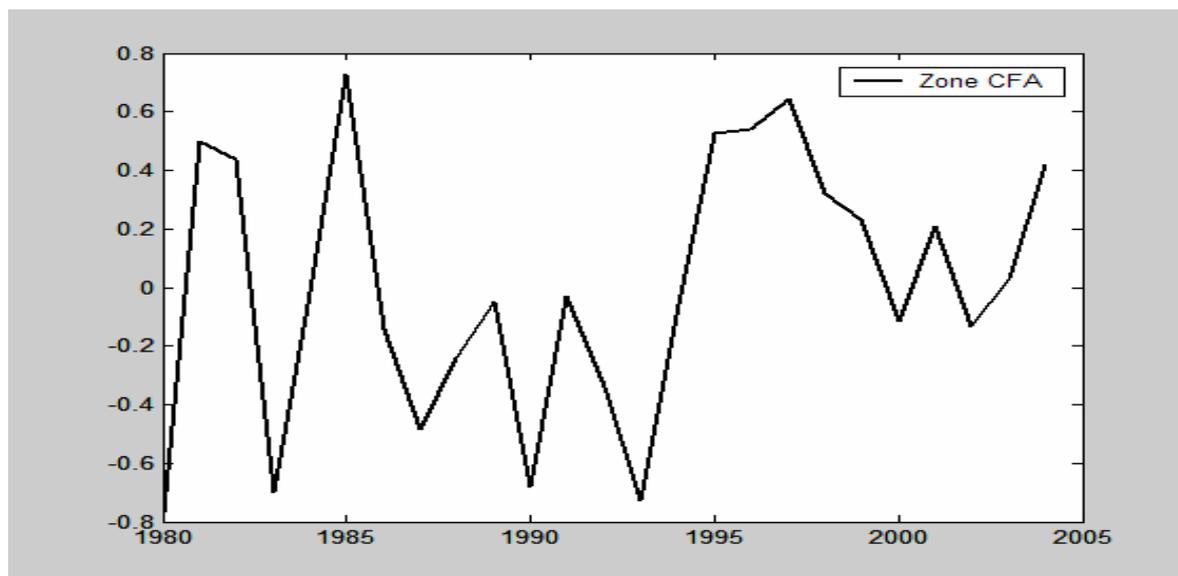
TABLEAU 3_ CORRELATION MOYENNE DE LA COMPOSANTE COMMUNE DE CHAQUE VARIABLE AVEC LA COMPOSANTE COMMUNE DES AUTRES VARIABLES DU MÊME PAYS

Pays	PIB	Inv.	Ind.	Cons.	IP
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

(...) 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 dollar¹². 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 vites 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.

¹² monnaie dans laquelle sont cotées et facturées les matières premières exportées

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
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

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 EXPLIQUEE 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

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 environs 40% de la masse monétaire et cette même part du PIB.

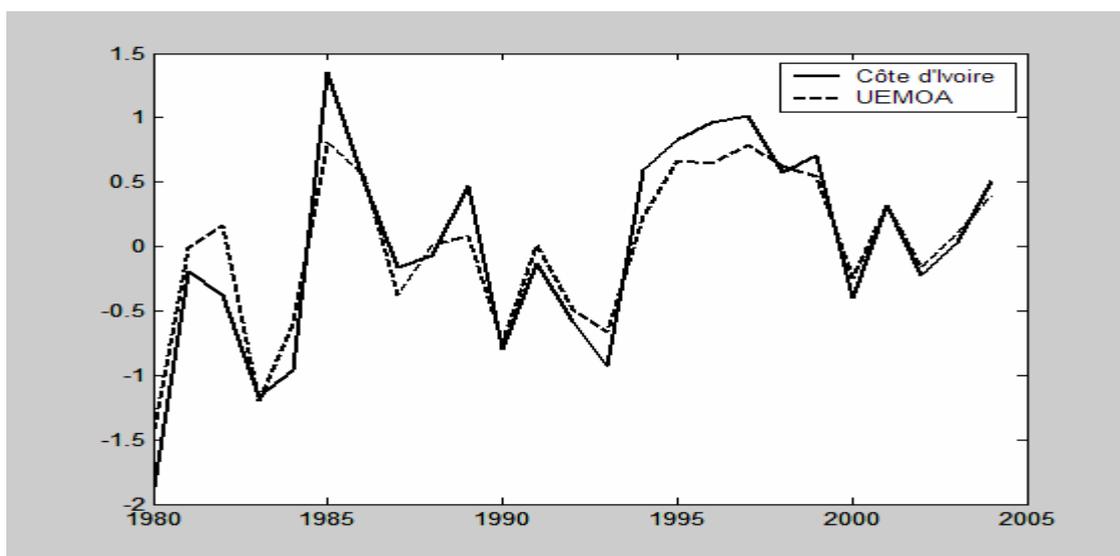
TABLEAU 6 _ CORRELATIONS DES COMPOSANTES COMMUNES UEMOA / PAYS MEMBRES

Pays	Corrélation	Significativité
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

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



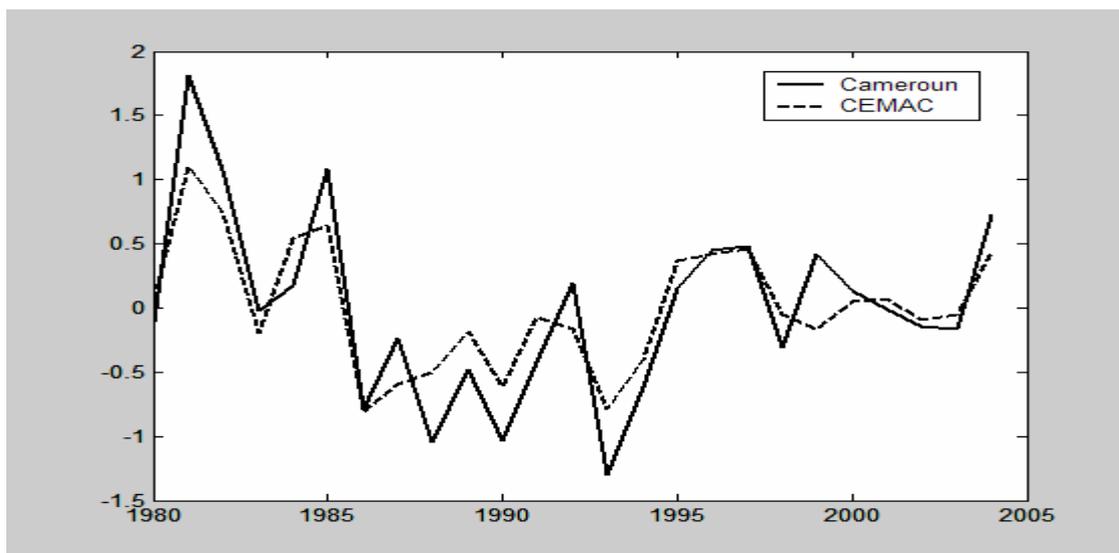
On note également l'existence de fortes co-fluctuations entre l'UEMOA et les pays comme le Burkina Faso, le Sénégal et le Niger dont les coefficients de corrélation de leurs composantes communes avec celle de la zone UEMOA sont respectivement : 0.82 ; 0.79 et 0.61. Ces pays sont en effet assez dépendants 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 environs 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

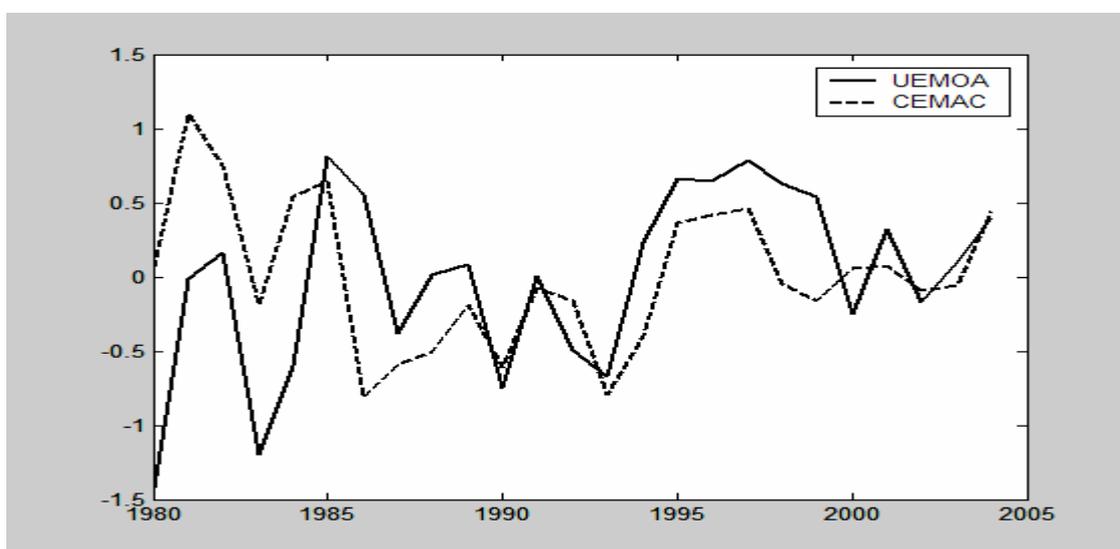
Pays	Corrélation	Significativité
Cameroun	0.91 ***	0.0000
Rép. Congo	0.67 ***	0.0003
Centrafrique	0.46 **	0.0220
Gabon	0.30	0.1444
Tchad	0.27	0.1836

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 (CCI¹³, 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

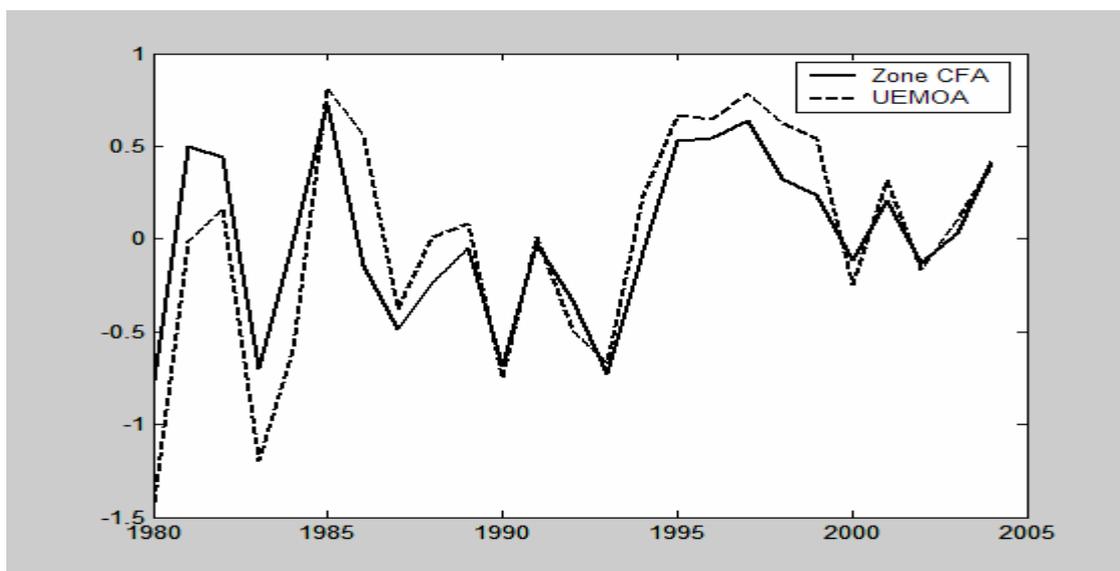
¹³ Centre du Commerce International

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).

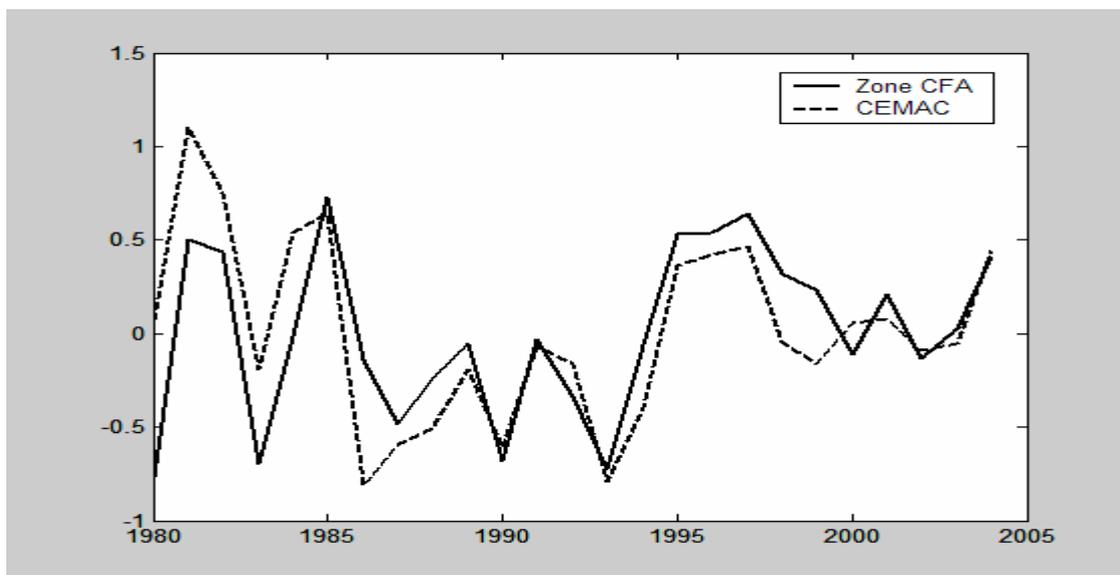
Avec la forte influence de la Côte d'Ivoire et du Sénégal qui ont un poids économique important au sein de la zone CFA, l'UEMOA domine économiquement la CEMAC et connaît un cycle économique qui influence considérablement la zone CFA. Le coefficient de corrélation de la composante commune de l'UEMOA et 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 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.

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. 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
- 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-Saharan Africa”. *IMF Staff Paper*, 45(1):132–160.
- 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 cemas zone: Structural VAR approach”. *Munich Personal RePEc Archive* N° 2088.
- 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 I*.
- 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
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

TABLEAU A2 _ CORRELATIONS COMPOSANTES COMMUNES CAMEROUN/AUTRES MEMBRES CEMAC

Pays	Corrélation	Significativité
Rép. Congo	0.65 ***	0.0004
Centrafrique	0.31	0.1378
Tchad	0.23	0.2713
Gabon	-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
Bénin	-5.55 **	(-3.62)	1
Burkina Faso	-4.83 **	(-3.62)	1
Centrafrique	-3.44 **	(-1.96)	1
Côte d'Ivoire	-2.51 **	(-1.96)	1
Cameroun	-2.35 **	(-1.96)	1
Rép. Congo	-2.80 **	(-1.96)	1
Gabon	-3.44 **	(-1.96)	1
Guinée Bissau	-5.53 **	(-3.62)	1
Mali	-5.73 **	(-3.62)	1
Niger	-4.41 **	(-3.62)	1
Sénégal	-4.58 **	(-3.62)	1
Tchad	-4.45 **	(-3.61)	0
Togo	-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 θ_h) DU PIB

$n = 13; T = 25; M = 2$

q	$\vartheta_q^T(\theta_h)$					$\frac{\sum_{h=0}^{2M} \vartheta_q^T(\theta_h)}{2M+1}$	$\frac{\vartheta_q^T}{\sum_{q=1}^n \vartheta_q^T}$ (%)	$\frac{\sum_{i=1}^q \vartheta_i^T}{\sum_{q=1}^n \vartheta_q^T}$ (%)
	$h=0$	$h=1$	$h=2$	$h=3$	$h=4$			
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
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%	//