



CESAG
CENTRE AFRICAIN D'ETUDES
SUPERIEURES EN GESTION



MEMOIRE DE FIN D'ETUDES DU MASTERE EN BANQUE ET FINANCE

THEME :

**ANALYSE COMPARATIVE DES
PERFORMANCES DES BOURSES
DE VALEURS AFRICAINES**

Présenté et soutenu par :

M. Wilfrid Naëvi BEWA

Pour l'obtention du MBA in Banking and Finance

Sous l'encadrement de :

M. Antonin DOSSOU
Adjoint au Directeur de la Formatio
BCEAO-SIEGE



Dakar, Octobre 2002

M0002MBF02

2



AVANT-PROPOS

Ce document présente les travaux réalisés dans le cadre du mémoire de fin de formation du Mastère en Banque et Finance. C'est le lieu de remercier tous les initiateurs et les sponsors de ce programme de formation de cadres supérieurs de la finance en Afrique. Nous témoignons notre gratitude à **M. Gilles MORISSON**, Chef du projet de formation, ainsi qu'à tout le corps professoral pour leur dévouement dans la conduite de cette première promotion.

Ce mémoire est le fruit des recherches menées durant les 3 mois de stage au siège de la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO) à Dakar. A cet effet, nous présentons nos vifs remerciements à Madame **Marie-Fernande DESCLERCS**, Directeur de la Formation, pour nous avoir accordé ce stage. Nous remercions M. **Antonin DOSSOU**, Adjoint au Directeur de la Formation, et Responsable de notre encadrement pendant le stage, pour l'attention et le dévouement dont il a fait preuve malgré ses multiples occupations.

Nous remercions les nombreuses personnes qui de près ou de loin ont contribué à la réussite de notre travail, tout le personnel de la Direction de la Formation et particulièrement Messieurs **Joseph ILBOUDO**, et **Fernand ABOUTOU**.

Notre souhait est que ce document contribue à la réflexion sur un développement harmonieux des marchés financiers sur le continent.

Longue Vie au Mastère en Banque et Finance.

Les propos contenus dans ce document n'expriment pas l'opinion de la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest, ni celle du Centre Africain d'Etudes Supérieures en Gestion (CESAG), mais celle de l'auteur.

SOMMAIRE

AVANT-PROPOS	I
SOMMAIRE.....	II
LISTE DES TABLEAUX.....	III
LISTES DES GRAPHIQUES	III
LISTE DES ENCADRES	III
LISTES DES ABBREVIATIONS OU SIGLES UTILISES.....	IV
RESUME	V
ABSTRACT.....	V
INTRODUCTION ET PROBLEMATIQUE.....	1
PARTIE 1: LE CADRE CONCEPTUEL DE L'ANALYSE DES PERFORMANCES DES MARCHES DE VALEURS MOBILIERES.....	4
CHAPITRE 1: REVUE DE LITTERATURE.....	5
1.1. PERFORMANCE DES MARCHES DE VALEURS MOBILIERES ET IMPACT SUR LA CROISSANCE ECONOMIQUE	5
1.2. L'EVALUATION DES PERFORMANCES DES BOURSES DE VALEURS MOBILIERES	6
CHAPITRE 2: LA DEMARCHE METHODOLOGIQUE DE L'ANALYSE	11
2.1. APPRECIATION DE L'IMPACT DES MARCHES DE VALEURS MOBILIERES DANS LES ECONOMIES AFRICAINES	11
2.2. APPROCHE COMPARATIVE DES PERFORMANCES BOURSIERES.....	12
2.2.1. <i>Critères de sélection des bourses</i>	12
2.2.2. <i>Analyse comparative en termes de liquidité</i>	14
2.2.3. <i>Analyse comparative en termes de volatilité</i>	14
2.2.4. <i>Analyse de l'adéquation entre les cours et les valeurs fondamentales : Notion de prévisibilité</i>	17
2.3. LES DONNEES	19
PARTIE 2: COMPARAISON DES PERFORMANCES DES BOURSES DE VALEURS MOBILIERES AFRICAINES.....	20
CHAPITRE 3: IMPACT MACROECONOMIQUE DES MARCHES DE VALEURS MOBILIERES DANS LES ECONOMIES AFRICAINES.....	21
CHAPITRE 4: LES PERFORMANCES EN TERMES DE LIQUIDITE DES PRINCIPALES BOURSES DE VALEURS MOBILIERES EN AFRIQUE.....	26
4.1. CONJONCTURE ECONOMIQUE EN 2000 DES PAYS ETUDIES	26
4.2. LA CAPITALISATION BOURSIERE	27
4.3. LES VALEURS ECHANGEES	30
4.4. LE TURNOVER RATIO.....	31
CHAPITRE 5: LES PERFORMANCES EN TERMES DE VOLATILITE DES RENDEMENTS BOURSIERS DES PRINCIPALES BOURSES AFRICAINES	33
5.1. ANALYSE STATISTIQUE PRELIMINAIRE	33
5.2. RESULTATS EMPIRIQUES.....	36
5.2.1. <i>La modélisation</i>	36
5.2.2. <i>Etude de l'asymétrie</i>	38

5.3. QUEL MODELE POUR L'ANALYSE COMPARATIVE DE LA VOLATILITE DES BOURSES ?	40
5.4. LES EFFETS ARCH-IN-MEAN	41
5.5. QUE RETENIR DE LA COMPARAISON DES INDICES BOURSIERS ?	43
CHAPITRE 6: LES PERFORMANCES EN TERMES DE PREVISIBILITE : ADEQUATION ENTRE LES COURS DES TITRES ET LEUR VALEUR FONDAMENTALE.....	44
6.1. DEMARCHE ECONOMETRIQUE	45
6.2. RESULTATS DE LA MODELISATION : LA PREVISIBILITE DES MARCHES D' ACTIONS AFRICAINS.....	47
6.2.1. <i>Validation des modèles estimés</i>	47
6.2.2. <i>Interprétation de la relation DDM trouvée sur les marchés d'actions</i>	49
CONCLUSION ET RECOMMANDATIONS.....	51
BIBLIOGRAPHIE	53

LISTE DES TABLEAUX

<u>Tableau n°1</u> : Classification des principales Bourses de valeurs pour l'analyse comparative ..	14
<u>Tableau n°2</u> : Contributions des variables à la construction des axes factoriels	22
<u>Tableau n°3</u> : Taux de capitalisation des principales Bourses de valeurs africaines en 2000...	29
<u>Tableau n°4</u> : Valeurs moyennes des titres d'entreprises domestiques échangés dans les principales bourses africaines	30
<u>Tableau n°5</u> : Estimation des équations de long terme et de court terme (probabilité critique entre parenthèses)	47

LISTES DES GRAPHIQUES

<u>Graphique n°1</u> : Plan Factoriel (1,2) de l'ACP de la situation économique et financière des pays africains.....	23
<u>Graphique n°2</u> : Plan Factoriel (1,3) de l'ACP de la situation économique et financière des pays africains.....	24
<u>Graphique n°3</u> : Evolution de la capitalisation globale des entreprises domestiques des principales bourses de valeurs africaines.....	28
<u>Graphique n°4</u> : Evolution du Turnover Ratio des entreprises domestiques des principales bourses de valeurs africaines.....	31

LISTE DES ENCADRES

<u>Encadré n°1</u> : Principe de l'Analyse en Composantes Principales (ACP)	12
<u>Encadré n°2</u> : L'Hétéroscédasticité conditionnelle.....	35
<u>Encadré n°3</u> : La modélisation économétrique des séries chronologiques	46

LISTES DES ABREVIATIONS OU SIGLES UTILISES

ACP	: Analyse en Composantes Principales
AR	: processus Auto Régressif
ARCH	: processus Auto Regressive Conditional Heteroskedasticity
ARMA	: processus Auto Régressif et moyenne mobile
BCEAO	: Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest
BHHH	: Estimation de maximum de vraisemblance par l'Algorithme de Berndt, Hall et Hausman
BRVM	: Bourse Régionale des Valeurs Mobilières d'Abidjan
BVMT	: Bourse des Valeurs Mobilières de Tunis
CAPM	: Capital Asset Pricing Model équivalent du (Modèle d'Equilibre des Actifs Financiers : MEDAF)
CESAG	: Centre Africain d'Etudes Supérieures en Gestion
CMA	: Place Financière D'Egypte
DDM	: Dividend Discount Model ou modèle d'actualisation des dividendes
ECM	: Modèle à Correction d'Erreur
EGARCH	: Le modèle asymétrique Exponentiel GARCH de Nelson.
FIBV	: Fédération Internationale des Bourses de Valeurs
FMI	: Fonds Monétaire International
GARCH	: Generalized Auto Regressive Conditional Heteroskedasticity
GJR	: Modèle asymétrique de Glosten, Jagannathan et Runkle
IFS	: International Financial Statistics
JSE	: Johannesburg Stocks Exchanges
MA	: Moving Average ou moyenne mobile
MAU	: Place Financière de Maurice
MCO	: Méthode d'estimation par les Moindres Carrés Ordinaires
NSE	: Place financière du Nigeria
PER	: Price Earning Ratio ou Coefficient de capitalisation du résultat
PIB	: Produit Intérieur Brut
PNB	: Produit National Brut
SFI	: Société Financière Internationale
TUN	: Place financière de la Tunisie
USD	: Dollar des Etats-Unis
ZSE	: Zimbabwe Stock Exchange

RESUME

L'étude comparative des performances des principales Bourses de valeurs africaines présente une analyse de la situation des marchés d'actions sur le continent. S'inspirant des travaux portant sur les marchés boursiers des pays industrialisés et des pays d'Asie du Sud-Est, cette étude recherche les spécificités des marchés africains. Elle consiste en une analyse en termes de liquidité (capitalisation, turnover ratio), de volatilité à partir de la méthodologie ARCH, et enfin une étude de l'adéquation entre les cours des titres et leur valeur fondamentale. Se fondant ainsi sur les propriétés statistiques des rendements, l'analyse démontre une hétéroscédasticité conditionnelle dans la formation de la volatilité sur les places financières africaines, à l'image de leurs homologues asiatiques (Avouyi-Dovi et Jondeau, 1999). L'hypothèse d'une asymétrie dans la formation de cette volatilité n'a pas été validée dans cette étude. En outre, la présence d'une relation de long terme, du type modèle d'actualisation des dividendes, a été mise en évidence sur les marchés sud-africain, marocain et dans une moindre mesure kenyan, reflétant ainsi une certaine prévisibilité de ces marchés africains. Dès lors une lecture anticipée de l'évolution de ces Bourses de valeurs est possible, ce qui devrait rehausser l'engouement des gestionnaires de portefeuilles pour ces places financières africaines.

ABSTRACT

This comparative analysis of the main african Stock Exchanges performances describes the situation on the stocks markets in the continent. Building on work about stocks markets in industrialized and South-East Asia countries, this study researches the specific features of african markets. It's composed with an analysis in terms of liquidity (capitalization, turnover ratio), of volatility using ARCH methodology, and finally the suitability between stock price and its theoretical value. Arguing with the statistical properties of returns, we demonstrate a conditional heteroskedasticity in the volatility dynamics on these financial places, like in South-East Asia stocks markets (Avouyi-Dovi, and Jondeau, 1999). The assumption of an asymmetry in African stocks markets volatility dynamics is not validated by this study. Besides, the existence of long term relation like Dividend Discount model, has been shown on south african, morrocan and not to any great extent, on kenyan stock markets. That proof of stocks markets evolution predictability should enhance portfolio manager infatuation for African stocks exchanges.

INTRODUCTION ET PROBLEMATIQUE

Le processus d'ouverture économique et d'intégration financière a connu une accélération particulière depuis les années 1970 avec d'une part, l'augmentation de la mobilité des capitaux grâce à une profonde réforme institutionnelle et, d'autre part la sophistication des instruments monétaires et de crédit. Ce mouvement a été aussi marqué par le développement spectaculaire des marchés de change avec la disponibilité de multiples instruments de couverture du risque de change et de taux. Le contrôle des mouvements de capitaux et les restrictions de change sont progressivement abandonnés dans nombre de pays en développement ou en transition. A titre d'exemple, en 1970, 34 pays soit 30% des Etats membres du FMI s'étaient conformés à l'article VIII du « IMF Articles of Agreement », qui interdit aux pays membres d'appliquer sans l'approbation du Fonds des restrictions aux paiements et transferts afférents aux transactions internationales courantes (Dailami, et Haque, 1998). Cet effectif est passé à 143, soit 77% en 1997, puis à 151 soit près de 80% au 1^{er} Janvier 2002.

Pour beaucoup de pays en développement les flux de capitaux privés, à travers les investissements directs étrangers, les investissements de portefeuille nationaux (actions et obligations) ainsi que les euro-actions émises par les sociétés, constituent de plus en plus une partie importante du financement extérieur depuis le début des années 1990. Les capitaux publics, jadis principale composante du financement extérieur, ont connu des réductions drastiques à travers le monde entier depuis la décennie passée. Pour preuve, l'Aide Publique nette au Développement (APD) reçue en 1991 par l'ensemble des pays à développement humain moyen s'élevait à plus de 34¹ milliards USD ; en 1997 ce chiffre est passé à 24,13 milliards USD. En ce qui concerne les pays à faible développement humain, sur la même période, cette aide est passée de 15,8 milliards à 13,3 milliards USD. Les pays africains, n'échappant guère à cette nouvelle configuration de la finance internationale, ont adopté des mesures diverses afin de combler leur besoin de financement. Sur ce point, le développement récent des Bourses des valeurs en plusieurs endroits du continent africain n'est pas le fruit du hasard. Les Bourses de valeurs sont des marchés réglementés où se négocient des valeurs mobilières : actions, obligations, bons d'Etat,... La Bourse est une institution très ancienne. Peyrard (1996)

¹ Les chiffres fournis sont extraits du Rapport Mondial sur le Développement Humain 2000.

affirme que les Romains avaient déjà organisé un marché d'effets de commerce et de devises. Au moyen âge, à Bruges, un marché des changes se tenait dans l'hôtel de la famille Van der Burse². Il ne fait aucun doute que la Bourse des valeurs constitue un instrument privilégié pour le financement et le développement des entreprises et plus particulièrement du secteur privé. La Bourse des valeurs favorise la rencontre des agents économiques, nationaux comme étrangers, essentiellement privés, ayant un besoin de financement, avec ceux qui détiennent une capacité de financement. Dès lors, dans un environnement où la domination des capitaux privés internationaux est croissante, favoriser l'éclosion et le dynamisme des Bourses des valeurs est plus que vital pour les économies africaines. Il est vrai que les pays africains n'ont pas le même niveau de développement des Bourses des valeurs. L'Afrique australe est incontestablement en avance avec la Bourse de Johannesburg qui peut valablement rivaliser avec les principales Bourses des valeurs des pays émergents et notamment d'Asie du sud-est. Mais il y a également en Afrique de l'Ouest, la très jeune Bourse Régionale des Valeurs Mobilières (BRVM) alors qu'en Afrique centrale la mise en place d'une Bourse des valeurs fait encore l'objet de discussions.

Cependant, le développement des Bourses des valeurs impose que l'on s'interroge sur leur fonctionnement, leur place et/ ou leur rôle dans les crises financières. L'exemple des Bourses des pays émergents d'Asie du sud-est, qui ont connu des bouleversements importants induits par les récentes crises financières, depuis le second semestre 1997, est édifiant.

D'un point de vue macroéconomique, les pays en développement sont très ouverts de par leurs transactions courantes, c'est-à-dire que ces pays sont fortement dépendants de l'extérieur. Cela expose ces économies au paradigme de l'ouverture économique, où les fluctuations des flux de capitaux internationaux ainsi que les retournements de confiance des investisseurs étrangers ont une forte influence sur les mouvements de prix sur les marchés d'actions, sur le niveau des réserves en devises et aussi sur les politiques monétaires. Dès lors, l'intégration financière, à laquelle sont conduits ces pays, exige d'eux une adaptation à un environnement macroéconomique différent, où les mouvements des capitaux internationaux, donc implicitement la Bourse des valeurs, sont extrêmement sensibles aux indicateurs tels que le rendement des investissements ou les taux d'intérêt. En effet, Dailami et Haque (1998) font remarquer, sur une base historique, que la relation des pays en développement avec les capitaux privés

² Josette Peyrard (1996) affirme que c'est de ce nom de famille que vient le terme « bourse ».

internationaux se caractérise par une volatilité de cycles d'optimisme et de pessimisme excessif, comme par exemple, l'explosion des prêts bancaires dans les années 1970 et son coup d'arrêt dû à la crise de l'endettement du début des années 1980.

Le thème, que nous nous proposons d'étudier dans le cadre des travaux de fin de formation du Mastère en Banque et Finance, a pour objet la Bourse des valeurs qui est, ou qui est appelée à être, l'instrument par excellence de financement des économies africaines. En effet, des pays à différents niveaux de développement encouragent actuellement le développement des places boursières dans l'espoir que ces efforts s'avéreront payants en termes de croissance économique plus rapide. Cependant il n'existe pas de consensus parmi les experts quant à savoir si ces espérances sont justifiées. A cet égard, il convient de **s'interroger sur les performances et les spécificités des Bourses de valeurs en Afrique.**

Cette question centrale en appelle d'autres. La présente étude s'attelle dans un premier temps, à travers une revue rigoureuse de littérature, à définir ce que l'on entend par performance d'une bourse. Ensuite, les différentes façons d'évaluer cette performance font l'objet d'une réflexion critique, et enfin une analyse des principaux déterminants de la performance des marchés d'actions africains est effectuée. Le présent document est organisé en deux parties. La première pose le cadre conceptuel de référence pour l'analyse comparative des performances des bourses de valeurs. Elle s'articule autour d'un aperçu de la littérature qui débouche sur la démarche méthodologique, avec une clarification des notions théoriques nécessaires à l'étude. La deuxième partie est consacrée à la mise en œuvre de la démarche méthodologique retenue pour la comparaison et à la présentation détaillée des résultats obtenus.

**PARTIE 1: LE CADRE CONCEPTUEL DE
L'ANALYSE DES PERFORMANCES DES
MARCHES DE VALEURS MOBILIERES**

La synthèse de la littérature permet de préciser et de mesurer la notion de performance d'une Bourse des valeurs.

1.1. Performance des marchés de valeurs mobilières et impact sur la croissance économique

Les marchés financiers constituent un moyen d'assurer la liquidité des investissements à long terme, conciliant ainsi les besoins conflictuels des épargnants et investisseurs et ceux des entreprises. Les services proposés par les marchés des valeurs contribuent-ils de façon appréciable à la croissance économique ?

Le lancinant débat³ qui anime la littérature économique traduit des désaccords considérables. Une école de pensée, représentée par des économistes influents comme Joan Robinson et Robert Lucas, soutient que les marchés des valeurs jouent, dans le meilleur des cas, un rôle de second plan en matière de croissance. Plusieurs facteurs sont évoqués pour appuyer cette thèse :

- ◆ même les grands marchés de valeurs restent des sources marginales de financement des entreprises ;
- ◆ un plus grand partage des risques, par le biais de marchés de valeurs intégrés au plan international, serait, en fait, susceptible de réduire les incitations à l'épargne, et ainsi de ralentir la croissance économique ;
- ◆ il se pourrait que les marchés de valeurs, loin de renforcer la motivation à acquérir des informations sur les sociétés et de faciliter le gouvernement d'entreprise, soient de nature à entraver la croissance en créant des possibilités de prise de contrôle «allant à l'encontre du but recherché ».

Une autre école de pensée soutient qu'un système économique qui fonctionne bien est essentiel pour une croissance économique durable. Des travaux récents⁴ semblent fortement indiquer que **les performances des marchés des valeurs mobilières, définies en terme de taille, de liquidité, ont une influence positive sur la croissance économique.** Dans le Rapport sur le développement dans le monde 1989, sur le thème « Systèmes financiers et développement », il est écrit que ce qui différencie le plus

³ Le débat est relayé dans le manuel : IDE – Banque Mondiale (1999), *Développement des marchés de valeurs mobilières, un guide pour les décideurs.*

⁴ cf. note de bas de page n°3.

les pays riches des pays pauvres, c'est l'efficacité avec laquelle les pays riches utilisent leurs ressources. Or, **la contribution d'un système financier à la croissance tient précisément à ce qu'il est à même d'accroître cette efficacité, d'où la notion de système financier ou de marché de valeurs performant.** Une bourse des valeurs est d'autant plus performante qu'elle tient un rôle central dans le financement de l'économie nationale. Plus généralement, les systèmes financiers performants jouent un rôle essentiel dans la promotion du développement. Cela consiste à fournir des moyens d'échange. L'importance de chaque bourse est en relation avec le poids économique de son pays. Les principes d'organisation et les modalités d'échange sur les marchés financiers présentent une grande diversité de par le monde. Tous ont pourtant la volonté d'assurer une **efficacité opérationnelle optimale** pour survivre, voire prospérer au sein d'un réseau mondial de marchés financiers de plus en plus globalisés.

De manière générale, les pays en développement à croissance rapide ont un taux d'épargne supérieur à celui des pays qui ont progressé moins vite. **Les instruments financiers peuvent séduire les épargnants par leur liquidité et leur facilité d'accès, et les services financiers peuvent encourager l'épargne s'ils contribuent à accroître la rentabilité nette.** Globalement, **des taux d'intérêt réels élevés tendent à contribuer au développement du système financier, c'est-à-dire à l'accroissement du stock d'actifs financiers,** les épargnants détournant une partie de leur épargne des actifs réels vers des actifs financiers. Inversement, les taux d'intérêt réels négatifs de nombreux pays dans les années 1970 ont découragé la détention d'actifs financiers. Dans la mesure où la présente analyse vise à comparer les performances des bourses, il est nécessaire de cerner les instruments de mesure de ces performances.

1.2. L'évaluation des performances des bourses de valeurs mobilières

Bien que les marchés émergents ne représentent qu'un pourcentage relativement faible dans le portefeuille des fonds institutionnels nord-américains, européens et japonais, il n'en demeure pas moins que ces investissements ont un impact direct sur le marché boursier de ces économies et aussi sur leur niveau d'intégration aux marchés financiers internationaux. La mesure et l'évolution de cette intégration (Gouriéroux et al, 1995) constituent un thème de recherche fort actif, non seulement dans la communauté des chercheurs académiques, mais aussi dans la communauté des groupes de recherche auprès des grandes maisons de courtage. En effet, la place des marchés

émergents dans les stratégies de diversification de portefeuille est maintenant acquise et toutes les grandes institutions financières sont significativement présentes sur ces marchés. Barry, Rodriquez et Peavy (1998) reconnaissent que les données historiques sur les marchés émergents, même si elles ne sont disponibles que sur une période assez courte, comparativement aux marchés développés, suffisent pour offrir aux investisseurs une vision de leur évolution, de leurs interrelations et de leurs interactions avec les marchés développés.

Jacquillat et Solnik (2001) affirment que l'efficacité opérationnelle des marchés se mesure au regard d'un certain nombre de critères sur les titres: **la liquidité, la volatilité et l'adéquation entre les cours et leurs valeurs fondamentales**. Plusieurs paramètres sont donc utilisés pour apprécier les performances des marchés d'actions. La liquidité se mesure notamment par la capitalisation boursière, le flottant⁵, le volume des transactions et certaines combinaisons de ces trois critères. Le volume des transactions ainsi que la capitalisation boursière constituent des indicateurs de l'importance d'une place financière. Le Dictionnaire de Finance (Josette et Max Peyrard, 2001) définit la capitalisation boursière d'une société comme une évaluation boursière qui est obtenue en multipliant le nombre total d'actions de cette société par le cours de l'action. La capitalisation boursière d'une place financière est la somme de la capitalisation de toutes les sociétés cotées sur cette place. Indicateur du niveau d'attractivité des marchés, la liquidité d'un marché peut être définie par le rapport entre le volume de transactions et la capitalisation boursière de ce marché. Le volume de transactions est ainsi indiqué en pourcentage de la capitalisation globale. Le **Turnover ratio**, utilisé par Mecagni et Shawky (1999) et qui s'apparente aussi à une mesure de la liquidité des marchés, est le rapport entre la valeur globale des titres échangés et la capitalisation. Toutefois cette dernière mesure présente une certaine ambiguïté compte tenu de l'effet prix qui pourrait cacher la faiblesse des échanges sur certaines actions.

Un autre indicateur assez important pour apprécier la performance d'un marché d'action est le rendement de l'indice boursier caractérisant le marché en question. C'est un indicateur caractéristique de la volatilité du titre ou du marché concerné. Plusieurs travaux sur les marchés d'actions des pays occidentaux, comme ceux des pays asiatiques, ont montré l'influence de la volatilité, c'est-à-dire la variabilité, des indices boursiers sur leur rendement. Une littérature abondante a été consacrée au mode de formation de la

⁵ le flottant est la partie disponible de la capitalisation susceptible de donner lieu à des transactions ordinaires, c'est-à-dire la partie non détenue par l'Etat et d'autres formes de contrôle permanent (famille, pactes d'actionnaires, participation stratégiques, etc.)

volatilité des indices boursiers au cours des dernières années. Mecagni et Shawky (1999) ont montré à travers leur examen du comportement des rendements boursiers égyptiens (Egyptian Stock Exchange) l'existence, au niveau de ce marché émergent, de caractéristiques et de faits stylisés observés sur les marchés développés. Avouyi-Dovi et Jondeau (1999) dans leur étude sur la modélisation de la volatilité des Bourses des valeurs asiatiques admettent la variabilité de la volatilité au cours du temps.

Plusieurs approches ont été proposées pour décrire sa dynamique. Ils affirment que ce sont les spécifications de type Auto Regressive Conditional Heteroskedasticity (ARCH, Engle, 1982) et Generalized ARCH (GARCH, Bollerslev, 1986) qui sont généralement utilisées pour décrire l'évolution de la volatilité des indices boursiers. Par ailleurs, en plus d'une recherche du modèle décrivant le mieux le rendement et la volatilité, certaines études (Hamao, Masulis et Ng, 1990 ; Koutmos et Booth, 1995 ; Booth, Martikainen et Tse, 1997) ont été consacrées à l'analyse des mécanismes de transmissions internationales pouvant transiter soit par l'équation du rendement(1), soit par celle de la volatilité (2), soit par les deux.

$$(1) r_t = \mu + \varepsilon_t + b\varepsilon_{t-1}$$

$$(2) \sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad \text{Equation dans le cadre du processus ARCH d'ordre } p,$$

avec r_t la rentabilité, μ son espérance, ε_t sa composante aléatoire (innovation), σ_t^2 la variance conditionnelle, α_0 étant la constante de l'équation de la variance.

Dans les pays émergents, où la gestion du risque est primordiale compte tenu d'un environnement économique et juridique généralement moins favorable que dans les grands pays industrialisés, les modèles de type GARCH, qui supposent que l'amplitude des chocs instantanés influence l'évolution future de la volatilité, semblent plus appropriés (Bollerslev, 1986 ; Gouriéroux, 1992). Le modèle retenu qui généralise celui cité plus haut s'écrit :

$$(1') R_t = m + \varepsilon_t$$

$$(2') V(\varepsilon_t / F_{t-1}) = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta V(\varepsilon_{t-1} / F_{t-2})$$

où R_t est la rentabilité, m son espérance, ε_t sa composante aléatoire (innovation) et $V(\varepsilon_t / F_{t-1})$ qu'on note encore σ_t^2 , la variance de l'innovation, conditionnelle à l'information F disponible à la date $t-1$ (soit en fait les rentabilités observées jusqu'à cette date). La deuxième équation présente la volatilité en t , conditionnellement à

l'information disponible à la date précédente, comme la somme d'une constante ω , et d'une combinaison linéaire du carré de l'innovation au temps t (coefficient α), et surtout de la volatilité passée (coefficient β). Cette spécification adaptative rend plus probables les volatilités élevées suivant des volatilités élevées, et inversement, ce qui retranscrit bien l'alternance des périodes d'euphorie et des périodes de calme que connaissent les marchés émergents. Les résultats obtenus par Bourguignon, Conxicœur et Séquier, (1994) sont généralement significatifs et satisfaisants. Sur 15 pays où le modèle a pu être estimé, son pouvoir prédictif s'est toujours révélé significativement supérieur à celui du modèle à volatilité constante (modèle homoscédastique ou historique), à l'exception du Mexique et de la Corée. Dans le cas de la Corée, la volatilité historique est à peu près constante sur l'ensemble de la période.

La question posée revient aussi à identifier la manière dont les "chocs" se transmettent d'un marché boursier à l'autre. Plusieurs études (Black, 1976 ; Christie, 1982 ; Nelson, 1991) indiquent que la réaction de la volatilité à un choc sur le rendement est différente selon le signe du choc : un choc à la baisse a généralement un effet plus fort sur la volatilité qu'un choc à la hausse. Cette propriété est dénommée **effet d'asymétrie, ou de levier** (leverage effect) dans la littérature. Par ailleurs, selon la plupart des modèles d'évaluation d'actifs comme le Capital Asset Pricing Model (CAPM) la volatilité joue un rôle essentiel dans la détermination du rendement. En particulier, un actif risqué est supposé offrir un rendement supérieur à celui de l'actif sans risque. Les modèles ARCH-in-mean (Engle, Lilien, et Robbins 1987), dans lesquels la volatilité est directement introduite dans l'équation de rendement, permettent de décrire ce type de comportement. Cependant, certains auteurs (Baillie et De Gennaro, 1990 ; Bollerslev et Wooldridge, 1990) ont montré que les effets ARCH-in-Mean sont relativement fragiles dans le cas des marchés boursiers des pays industrialisés : le paramètre associé à la volatilité est généralement faible, voire de signe opposé aux prédictions du CAPM. Il peut être intéressant de tester la pertinence de tels effets sur les marchés d'actions africains.

L'analyse des facteurs explicatifs des performances des marchés d'actions concerne également la prise en compte du Price Earning Ratio (PER) de la place financière. Le PER d'une société se définit comme le rapport entre sa capitalisation boursière et son bénéfice net. Il faut remarquer que le PER est d'autant plus élevé que le taux de croissance des bénéfices par action est élevé, et toutes choses étant égales par ailleurs, le PER varie en sens inverse des taux d'intérêt. Il est d'autant plus faible que le risque perçu est fort ; et moins le risque est fort, plus le PER est élevé. Le PER ou encore

le coefficient de capitalisation du résultat est un outil qui, dans la gestion de portefeuille, permet d'identifier, au niveau microéconomique, les valeurs surévaluées, et au niveau macroéconomique les places « chères ». Le PER peut ainsi être considéré comme une mesure de l'adéquation entre le cours d'un titre et sa valeur fondamentale. Dans une telle perspective, le modèle DDM (Dividend Discount Model) ou **modèle d'actualisation des dividendes** offre un cadre de référence simple et cohérent qui permet de rendre compte des principales forces agissant sur les marchés émergents (Sharpe, 1985). Ce modèle, dans les travaux de Bourguignon, Conxicœur et Séquier (1994), se généralise à un marché tout entier ou à un indice particulier et il s'écrit :

$PER = P/E = d/(i + \rho - \pi - h)$ où toutes les variables correspondent à l'agrégation des titres figurant dans l'indice national considéré. On constate que l'évolution globale du marché P, dépend de la croissance constatée de l'économie résumée dans la séquence des E, des taux d'intérêt nominaux observés au cours du temps i, d'une prime de risque agrégée ρ , dont on peut imaginer qu'elle varie autour d'une valeur d'équilibre avec l'incertitude économique et financière sur le marché, des taux anticipés d'inflation π et enfin des taux anticipés de croissance réelle de l'économie h. d étant le taux de distribution, c'est-à-dire la part des dividendes dans le bénéfice total.

Valider le modèle DDM revient à vérifier que, sur la longue période, la relation suivante est vérifiée : $P/E_t = d/(i_t + \rho^* - \pi_t^* - h^*) = P/E^*_t$,

où d et ρ^* sont des valeurs constantes d'équilibre et l'exposant * dénote la valeur anticipée au temps t de la variable correspondante. P/E^*_t apparaît donc comme le PER d'équilibre du marché au temps t compatible avec le taux d'intérêt observé et les anticipations entretenues à la même date quant à l'inflation et à la croissance future.

A court terme, le PER réel peut évidemment diverger du PER théorique d'équilibre P/E^*_t . S'il est en dessous, on dira que le marché est peu cher et l'on aura tendance à acheter anticipant une remontée vers P/E^* . Si au contraire P/E_t est significativement au-dessus de P/E^* , le marché sera jugé trop cher et conseil sera donné au gestionnaire de réduire son exposition.

CHAPITRE 2: LA DEMARCHE METHODOLOGIQUE DE L'ANALYSE

La question centrale de cette étude est abordée à travers l'analyse comparative des indicateurs de rendements des bourses de valeurs africaines. Les spécificités des marchés d'actions africains sont recherchés de sorte à pouvoir identifier les principaux marchés. Il convient de choisir l'indicateur de performance adapté et valable pour les bourses des valeurs africaines qui sont relativement assez jeunes. Sur cette base, quelles sont les bourses africaines les plus performantes ? Les rendements boursiers sont-ils prévisibles, volatils... ?

La démarche méthodologique passe d'abord par une brève analyse de l'impact des bourses de valeurs sur les économies, puis par une approche comparative reposant sur une analyse en termes de liquidité suivie d'une autre en termes de volatilité des principales places financières, et enfin une étude de l'adéquation entre les cours des titres et leurs valeurs fondamentales.

Le but de cette analyse est de proposer, sur la période récente et en fréquence quotidienne, en nous inspirant des travaux portant sur les marchés boursiers des pays industrialisés et aussi des pays asiatiques, un cadre homogène d'analyse des différents aspects des performances des marchés de valeurs en Afrique.

2.1. Appréciation de l'impact des marchés de valeurs mobilières dans les économies africaines

Il a semblé utile d'aborder brièvement la problématique de l'impact des bourses de valeurs sur la croissance économique par le biais d'une vérification empirique. A cet effet, en prélude à l'analyse comparative des performances des bourses de valeurs, il est procédé à une analyse de la situation économique et financière actuelle des nations africaines. Ceci en vue de déceler ou de rechercher une éventuelle influence des marchés des valeurs mobilières sur les performances économiques de ces nations. **Cette analyse consiste en une Analyse en Composantes Principales (ACP) des variables sur lesquelles la bourse est théoriquement supposée agir.** Des variables financières caractérisant la situation du pays et des indicateurs macroéconomiques ont été retenues pour l'analyse. La liste exhaustive des variables est présentée en annexe (tableau A1).

L'encadré suivant résume brièvement la technique de l'Analyse en Composantes Principales (ACP).

Encadré n°1: Principe de l'Analyse en Composantes Principales (ACP)

Comme la plupart des analyses factorielles, la finalité de l'ACP est l'exploration globale des grands tableaux de données. L'ACP réduite concerne les tableaux de mesure à priori hétérogènes. Cette technique statistique quantitative vise à produire des photographies des variables où l'on voit simultanément l'essentiel des corrélations qu'elles présentent les unes avec les autres. On a une population de I individus (pays africains dans ce cas) décrite avec J variables. Chaque individu peut ainsi être représenté dans un espace à J dimensions (espace direct). Réciproquement chaque variable peut être représentée dans un espace à I dimensions (espace dual). Pour pouvoir visualiser les variables en terme de corrélations, il convient de les centrer et de les réduire. Le nuage des variables ainsi obtenu est une sphère de centre O et de rayon 1. Du fait de la masse de données, donc de la dimension de l'espace, les corrélations ne sont pas directement appréhendables. Pour obtenir les meilleures photos, on découpera cette sphère suivant les axes, les plans où le nuage des variables s'étale le plus. Des variables seront d'autant mieux représentées dans un plan qu'elles seront proches du cercle de délimitation. Dans ces conditions deux variables assez proches sont positivement corrélées et elles sont négativement corrélées lorsqu'elles sont diamétralement opposées. Leur corrélation sera négligeable si les variables forment un angle droit. Les axes (facteurs) classés dans l'ordre décroissant d'allongement sont ainsi des résumés synthétiques deux à deux décorrélés des variables du tableau. Le positionnement des variables et des individus sur les plans factoriels permet d'interpréter et de donner un sens aux axes factoriels.

(Adapté de Bry, X. (1995) Analyses factorielles simples, Economica)

2.2. Approche comparative des performances boursières

L'étude comparative des marchés d'actions en Afrique porte sur les principales places financières. Les critères suivants conduisent à une sélection pertinente des bourses de valeurs pour une analyse en termes de liquidité et volatilité.

2.2.1. Critères de sélection des bourses

Une place est d'autant plus attractive, voire plus importante, qu'elle est plus liquide. Ce qui suppose qu'elle jouit d'une capitalisation à la hauteur de son volume de transactions. A l'instar des publications de référence, telles que "Emerging Stocks

Market Factbook"⁶, on retient la capitalisation boursière, et le montant des valeurs échangées comme des statistiques clés dans l'évaluation de la performance des places financières. Quelques fois, le taux de capitalisation (rapport de capitalisation boursière au PIB) est utilisé à la place de la capitalisation boursière. (De Boissieu, 1994) retient dans sa problématique des marchés de capitaux émergents, la nature **conventionnelle** de la définition de ces marchés. Pour la SFI, qui tient la meilleure base de données sur le sujet, le champ de ces marchés émergents se confond avec celui des pays en développement. En général, la SFI classe comme marché émergent, tout marché remplissant l'un au moins des deux critères ci-après:

- (i) c'est un marché situé dans un pays à revenu intermédiaire (tranche inférieure ou supérieure) conformément à la classification⁷ de la Banque Mondiale c'est-à-dire $760 \text{ USD} < \text{PNB par tête} < 9266 \text{ USD}$;
- (ii) la capitalisation de cette place est relativement faible par rapport au niveau de son plus récent PIB.

A titre d'exemple, Hong-Kong et Singapour sont considérés par la SFI comme des marchés déjà émergés, assimilés à ceux des pays développés, alors que la Chine, le Brésil, Taiwan et la Corée du Sud sont rangés parmi les pays à marchés émergents. Or, si l'on s'en tient au critère de la capitalisation boursière, Taiwan avec 320 milliards USD, à la fin 1998, devançait Hong-kong (306 milliards USD à la même date) et Singapour (moins de 100 milliards USD). Voilà une illustration parmi d'autres, du caractère multicritères de l'analyse et de l'importance, à côté des variables financières, des variables réelles (PIB par tête, rapport entre la capitalisation boursière et le PIB etc.).

En outre la SFI procède, au sein de ce groupe des marchés émergents, à une distinction selon l'importance de la bourse des valeurs. Elle distingue donc le sous-groupe des "Frontier Emerging Market" composé des bourses de valeurs les moins importantes en terme de capitalisation ou de liquidité. Dans son dernier rapport sur les marchés émergents (Emerging Stocks Market Factbook 2001) les pays africains suivis se répartissent comme suit :

⁶ Rapport annuel sur les marchés d'action des pays en développement publié par la SFI (Société Financière Internationale) membre du groupe de la Banque Mondiale.

⁷ Cette classification est tirée du Rapport sur le développement dans le monde 2000/2001: Combattre la pauvreté

Tableau n°1: Classification des principales Bourses de valeurs pour l'analyse comparative

CLASSIFICATION	PAYS
Emerging Markets	Afrique du Sud, Egypte, Maroc, Nigeria, Zimbabwe
Frontier Emerging Market	Botswana, Côte d'Ivoire, Ghana, Kenya, Maurice, Namibie, Tunisie

Source : SFI (2001)

Cette classification peut être considérée comme un socle dans le processus de sélection des bourses de valeurs pour une analyse pertinente. Ainsi l'analyse comparative, menée dans la suite de l'étude, concerne ces 12 principales places financières.

2.2.2. Analyse comparative en termes de liquidité

Selon Jacquillat et Solnik (2001), un titre est à priori liquide s'il est possible de l'acheter ou de le vendre rapidement, en quantités importantes, en supportant des coûts de transaction modérés, c'est-à-dire un prix raisonnable. Relativement imprécise, cette définition a toutefois le mérite de rassembler les différentes composantes de la liquidité, à savoir la rapidité d'exécution, l'importance et le coût de la transaction. A partir des différentes mesures de la liquidité évoquées dans la revue de littérature, notamment la capitalisation boursière, la valeur des titres échangés, et le turnover ratio, la situation des bourses citées plus haut est étudiée en fonction de la disponibilité des données. Cette étude permet de retenir les principales places financières pour lesquelles une analyse de la volatilité aura un sens.

2.2.3. Analyse comparative en termes de volatilité

L'approche méthodologique de l'analyse en termes de volatilité est fondée sur une étude statistique descriptive approfondie des données notamment les rendements des indices des marchés de valeurs retenus. Soit P_t le cours de clôture de l'indice boursier. Ce prix est transformé en variation du logarithme du prix, correspondant au rendement continûment composé r_t ($r_t = 100 \ln(P_t/P_{t-1})$). Dans un premier temps, un modèle simple (Equation 3) supposant une volatilité constante est estimé ; ce modèle peut être enrichi en supposant que rendement est décrit par un processus ARMA. La méthode de Box-Jenkins basée sur l'examen des corrélogrammes afin de déterminer la meilleure spécification des ARMA(p, q) est utilisée à cet effet. Ensuite d'autres modèles sont

estimés pour prendre en compte l'hétéroscédasticité conditionnelle éventuelle de la série.

Cette démarche aboutit à **une bonne spécification du modèle de type GARCH** :

$$(3) r_t = \mu_t + \varepsilon_t$$

$$(4) \sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2$$

où ε_t est la composante aléatoire (innovation) et σ_t^2 la variance de l'innovation, conditionnelle à l'information disponible à la date t-1 (soit en fait les rentabilités observées jusqu'à cette date). r_t est la rentabilité, μ_t représente un ensemble de variables qui décrit l'équation de l'espérance conditionnelle de rentabilité, il suit un processus ARMA (p', q'). L'équation (3) peut donc s'écrire sous la forme générale des processus

$$\text{ARMA}^8 : r_t - \sum_{i=1}^{p'} \theta_i r_{t-i} = \varepsilon_t - \sum_{j=1}^{q'} \phi_j \varepsilon_{t-j}$$

L'estimation de la volatilité des séries de rendements boursiers impose souvent des précautions à cause de leurs caractéristiques (asymétrie, excès de kurtosis...). Avant de présenter l'extension des modèles GARCH aux cas asymétriques (modèles GARCH asymétriques), on rappelle les tests de spécification proposés par Engle et Ng (1993). Ces tests permettent de détecter l'asymétrie potentielle dans la volatilité conditionnelle. Ils reposent sur les quatre régressions des innovations standardisées ($z_t = \varepsilon_t / \sigma_t$) suivantes :

$$(5) Z_t^2 = a_1 + \beta_1 \Pi_{t-1}^- + e_t$$

$$(6) Z_t^2 = a_2 + \beta_2 \Pi_{t-1}^- \varepsilon_{t-1} + e_t$$

$$(7) Z_t^2 = a_3 + \beta_3 (1 - \Pi_{t-1}^-) \varepsilon_{t-1} + e_t$$

$$(8) Z_t^2 = a_4 + b_1 \Pi_{t-1}^- + b_2 \Pi_{t-1}^- \varepsilon_{t-1} + b_3 (1 - \Pi_{t-1}^-) \varepsilon_{t-1} + e_t$$

où a_i , β_i et b_i sont des paramètres constants inconnus ; Π_{t-1}^- est une fonction indicatrice, valant 1 si $\varepsilon_{t-1} < 0$, et 0 autrement ; e_t le résidu de chacune des quatre régressions. Lorsque les paramètres β_i^9 sont significativement différents de 0, on peut conclure à l'existence d'une asymétrie dans le processus de volatilité. L'équation (8) permet de tester l'hypothèse jointe $b_1=b_2=b_3=0$. Ce test peut être réalisé à partir de la statistique $\xi = T \times R^2$ (T étant le nombre d'observations et R^2 le coefficient de détermination de la

⁸ AR(p')=ARMA(p',0) et MA(q')=ARMA(0,q').

⁹ La statistique de biais sur le signe est définie comme la statistique de Student du paramètre β_1 (Equation 5). La statistique de biais négatif sur le signe est définie comme la statistique de Student du paramètre β_2 (Equation 6). La statistique de biais positif sur le signe est définie comme la statistique de Student du paramètre β_3 (Equation 7). L'Equation 8 permet de tester ces différentes formes l'hypothèse $b_1=b_2=b_3=0$.

relation (7)) qui, sous l'hypothèse nulle d'absence d'asymétrie dans le processus de la volatilité, suit une loi de χ^2 à 3 degrés de liberté.

Plusieurs formulations (Nelson, 1991 ; Engle et Ng, 1993 ; Glosten, Jagannathan et Runkle, 1993 ; Zakoïan, 1994 ; et Hentschel, 1995) ont été proposées pour tenir compte de l'effet d'asymétrie dans la modélisation GARCH. Parmi ces spécifications, deux ont retenu l'attention dans la présente étude :

- Le modèle GJR (Glosten, Jagannathan et Runkle, 1993) qui apparaît comme une généralisation naturelle du modèle GARCH traditionnel. La variance conditionnelle s'écrit, pour un processus GARCH(1,1) : (9) $\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma \prod_{t-1}^- \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2$ avec \prod_{t-1}^- égale à 1 si $\varepsilon_{t-1} < 0$, et 0 autrement. La volatilité est positive quand les paramètres de l'équation du modèle vérifient $\alpha_0 > 0$, $\alpha \geq 0$, $\alpha + \gamma \geq 0$ et $\beta \geq 0$. La volatilité est engendrée par un processus stationnaire si la contrainte $\beta + \alpha + \gamma/2 < 1$ est vérifiée (Hentschel, 1995).
- Le modèle EGARCH (Exponential GARCH ; Nelson, 1991) est représenté sous la forme suivante dans le cas d'un processus GARCH (1,1) : (10) $\ln(\sigma_t^2) = \alpha_0 + \alpha (|z_{t-1}| - E|z_{t-1}|) + \gamma z_{t-1} + \beta \ln(\sigma_{t-1}^2)$, où $E|z_{t-j}| = \sqrt{2/\pi}$ sous l'hypothèse de normalité. La volatilité est toujours positive quelle que soit la valeur prise par les paramètres de l'équation (10). Le processus de volatilité est stationnaire si la contrainte $\beta < 1$ est vérifiée.

Dans ces deux modèles, β représente le terme autorégressif, α l'effet d'un choc sur le rendement et γ l'effet d'asymétrie correspondant à l'impact complémentaire ou spécifique d'un choc négatif. Ainsi pour le GJR, l'effet d'un choc positif se mesure par α et celui d'un choc négatif par $(\alpha + \gamma)$. Pour l'EGARCH, l'effet d'un choc positif se mesure par $(\alpha + \gamma)$ et celui d'un choc négatif par $(-\alpha + \gamma)$. Un indicateur pour simplifier la comparaison de l'asymétrie des différents indices boursiers est le degré d'asymétrie relative défini par $(\alpha + \gamma)/\alpha$ pour le modèle GJR et par $|\alpha - \beta|/(\alpha + \gamma)$ pour le modèle EGARCH. Cet indicateur décrit l'influence relative des « mauvaises nouvelles » sur la volatilité.

En outre, la densité conditionnelle des rendements des actions, notamment en haute fréquence c'est-à-dire le cas des observations journalières, affiche presque systématiquement un excès de kurtosis marqué¹⁰. Certes, l'estimation des modèles

¹⁰ L'excès de kurtosis des séries financières (Bollerslev, 1987) ou encore leur caractère leptokurtique traduit le fait que ces distributions ont généralement des queues plus épaisses que celle de la loi normale, car les observations extrêmes y sont plus fréquentes que dans le cas normal.

GARCH, sous l'hypothèse de normalité des innovations, engendre mécaniquement un excès de kurtosis de la distribution non conditionnelle. Toutefois cette propriété intrinsèque des modèles GARCH n'est pas, en général suffisante pour rendre compte pleinement du caractère leptokurtique des séries modélisées. L'identification de l'excès de kurtosis traduit donc le fait que la distribution conditionnelle est non-normale. Pour rendre compte de cette propriété, on recourt aux densités conditionnelles autorisant des queues plus épaisses que celle de la loi normale. La « distribution de loi de l'erreur généralisée » (Generalized Error Distribution, ou GED, Nelson, 1991) et la distribution de Student (Bollerslev, 1987) sont des distributions permettant de tenir compte de cette caractéristique des rendements boursiers. Pour améliorer l'estimation dans ce cas-ci, on utilisera la méthode de Quasi Maximum de Vraisemblance de covariance (Bollerslev et Wooldridge, 1992). Par ailleurs, comme la volatilité est endogène dans cette approche, on peut envisager d'étudier son influence sur le rendement (effet prime de risque). C'est ce Engle, Lilien et Robbins (1987) ont proposé dans le cadre des modèles ARCH-in-Mean.

2.2.4. Analyse de l'adéquation entre les cours et les valeurs fondamentales : Notion de prévisibilité

Selon Michel Jura (1999), la théorie enseigne que le prix d'un actif financier tend vers sa valeur théorique mais de plus ou moins près selon la qualité du marché. La valeur théorique d'un actif financier étant par définition égale à la valeur actualisée des revenus futurs qu'il est susceptible de générer. Une telle relation qui s'applique à toutes les formes d'actifs financiers, créances ou actions, souligne que la valeur d'un titre ou d'une entreprise n'est ni son prix d'achat (valeur historique), ni sa valeur au bilan (même réévalué), ni sa valeur « à casser » ; bien que ces différentes valeurs soient utilisées dans la pratique, par exemple pour évaluer une entreprise. Ces méthodes, selon Jura (1999), sont des approximations qui ne sont justifiées que par l'incapacité de leurs utilisateurs à fournir une bonne estimation des revenus futurs procurés par l'actif financier. La nature des flux futurs pris en compte fait que cette valeur théorique fondamentale n'est unique qu'à un instant donné et qu'elle est susceptible de se modifier dans le temps en fonction des évènements inattendus qui se produisent successivement.

Le prix observé d'un actif financier se forme sur un marché en fonction de l'offre et de la demande, mais il est aussi sujet à des facteurs hors marché. Ce mécanisme de formation des prix permet de comprendre l'évolution observée des cours. Les fluctuations résultent de deux facteurs :

- des variations de la valeur théorique fondamentale du titre qui sont en partie liées aux fluctuations de l'ensemble de l'économie ou d'un secteur donné ;

- des fluctuations liées à des anomalies du marché qui peuvent être autonomes ou résulter du jeu des anticipations, et qui se traduisent par des variations autour de la valeur fondamentale.

C'est ce dernier facteur de fluctuation dans la formation des prix qui retiendra l'attention dans l'analyse de l'adéquation entre les cours des titres et leur valeur fondamentale. Comme indiqué dans la revue de littérature, le PER constitue un instrument privilégié dans cette approche. A cet effet, **la présence sur les marchés d'une relation de long terme de type DDM (Dividend Discount Model), c'est-à-dire le modèle d'actualisation des dividendes, est testé.**

Estimer directement le modèle DDM présenté dans la revue de littérature exigerait que les variables suivantes soient disponibles : PER, taux d'intérêt nominal i , anticipation du taux d'inflation π^e et anticipation du taux de croissance réelle h^e . Parmi ces variables, le taux d'intérêt soulève plusieurs difficultés, on ne dispose pas toujours d'une variable qui reflète de façon satisfaisante le coût d'opportunité du financement des entreprises auquel correspond le taux i du modèle théorique. Dans la revue de littérature, certains pays dans lesquels, le statut de la variable de taux d'intérêt était ambigu ou dont les résultats avec les variables disponibles apparaissaient peu satisfaisants, on a parfois utilisé une relation implicite d'arbitrage avec un marché étranger de capitaux économiquement proche du pays considéré (Bourguignon, Conxicœur et Séquier, 1994). En présence d'une forte mobilité de capitaux, la relation suivante de « parité » se trouve approximativement vérifiée entre le taux national i et le taux étranger I :

$I = i + e^e$ où e^e représente le taux de dévaluation anticipé de la monnaie nationale.

Une autre approximation consiste à considérer non pas le taux d'intérêt en vigueur sur les marchés étrangers mais les taux implicites de rentabilité sur les marchés d'actions qui leur sont associés. De plus le taux de croissance h n'apparaît pas dans les estimations économétriques effectuées à cause de son inobservabilité. Le fait que le taux potentiel de croissance h^e ne soit pas observé, et que le taux d'intérêt réel soit lui-même parfois entaché d'erreurs de mesures considérables empêche l'utilisation directe du modèle DDM sous sa première forme. Ceci conduit à travailler avec une approximation de ce modèle dont les variables et les coefficients dissimulent les véritables valeurs des variables non observées. On utilisera l'approximation semi-logarithmique suivante :

$$(11) \text{Ln } P/E^*_t = \alpha + \beta \cdot i_t + \gamma \cdot \pi^e_t$$

Ici β et γ s'interprètent directement comme les semi-élasticités de l'indice par rapport au taux d'intérêt et au taux d'inflation. Cette formulation dissimule également la prime de risque à l'équilibre qui est implicitement incluse dans la constante α , mais éventuellement dans les coefficients β et γ si celle-ci dépend non linéairement du taux d'intérêt ou de l'inflation. Théoriquement on devrait trouver que $\gamma = -\beta$, ceci pouvant ne pas être vérifié si, par exemple, le taux d'inflation utilisé n'est pas correctement défini par rapport à la composition sectorielle de l'indice boursier, entraînant une erreur systématique, ou si le taux d'intérêt utilisé n'est pas celui qui serait cohérent avec le modèle original ou encore s'il est approché par la relation de parité.

2.3. Les données

Les données utilisées dans cette étude proviennent de plusieurs sources. Les informations nécessaires à l'appréciation de l'impact des bourses de valeurs sur les économies africaines ont été tirées de la base statistique du Rapport sur le développement dans le monde 2000/2001 de la Banque Mondiale et aussi des IFS (International Financial Statistics). Les historiques des cours de clôture des indices boursiers ont été recueillis à partir de Reuters au niveau des salles de marchés du CESAG et de la BCEAO. Pour l'indice de Johannesburg, qui est la plus courte des séries recueillies, l'information gratuite disponible provient du site de la place financière : www.ftsejse.co.za . Les séries mensuelles des PER ont été tirées des rapports 1998 et 1999 du manuel « Emerging Stock Market Factbook ». Toutes les autres statistiques boursières utilisées proviennent de l'importante base de données de la Fédération Internationale des Bourses de Valeurs (FIBV) : www.world-exchanges.org .

**PARTIE 2: COMPARAISON DES
PERFORMANCES DES BOURSES DE
VALEURS MOBILIERES AFRICAINES**

CHAPITRE 3: IMPACT MACROECONOMIQUE DES MARCHES DE VALEURS MOBILIERES DANS LES ECONOMIES AFRICAINES

L'étude de l'impact des marchés d'actions sur les économies africaines est effectuée par le biais d'une ACP. Il s'agit d'une "photographie"¹¹ récente de la situation économique et financière de quelques pays africains. La littérature fait large écho de la faiblesse des coûts de financement qui accompagnent l'installation et le développement des marchés de valeurs mobilières. En effet, le conflit de la rentabilité du capital investi est résolu sur le marché, où l'entreprise qui offre aux investisseurs un retour convenable sur leurs fonds propres a un cours de bourse qui se maintient. Les marchés d'actions influent sur l'investissement par l'intermédiaire du coût de capital. A cet effet, on note généralement que lorsque le ratio du capital au prix du marché sur le coût d'acquisition du capital nouveau, encore appelé rapport d'évaluation de Tobin, augmente, l'investissement augmente. Le coût du financement peut être mesuré par le taux prêteur au niveau de la place financière, le niveau de la marge d'intérêt (la différence entre le taux prêteur et le taux sur les dépôts) prélevée par les intermédiaires financiers. Des travaux du FMI¹² sur l'impact de la correction mondiale des valeurs technologiques sur l'économie réelle, montrent que les variations de la valeur totale des actions influent sur la consommation par l'intermédiaire des effets de richesse, et sur l'investissement par l'intermédiaire du coût du capital. De façon plus détaillée, les cours des actions influent sur la consommation privée par l'intermédiaire des variations du revenu et du patrimoine des ménages. L'impact est généralement d'autant plus fort que le pourcentage des ménages possédant des actions est élevé et que la capitalisation représente une grande proportion du PIB (Produit Intérieur Brut). Toutefois, le niveau encore modeste de ces indicateurs sur les places financières africaines relativise quelque peu la portée de l'impact.

De la même manière, les variables qui caractérisent les performances économiques des pays sont introduites dans l'Analyse en Composantes Principales, il s'agit de vérifier que le niveau de ces indicateurs macroéconomiques subit une différence notable selon le degré de développement des marchés de valeurs. Les 31¹³ pays pris en

¹¹ Sur les graphiques des différents plans factoriels, seules les variables les mieux représentées sont visualisées.

¹² Ces travaux sont publiés dans : IMF (2001) Perspectives de l'économie mondiale.

¹³ Les difficultés pour disposer de données récentes sur les autres pays africains ont empêché d'étendre l'analyse à l'ensemble du continent.

compte dans l'analyse factorielle¹⁴ sont étudiés au regard de ces variables de performances économiques, et aussi des variables de coût de financement reconnues comme reflétant les effets liés à un développement du marché des valeurs mobilières dans l'économie.

Tableau n°2: Contributions des variables à la construction des axes factoriels

		Axe F1	Axe F2	Axe F3
Pourcentage d'information des axes		30,27	16,16	14,67
PNBPARHAB	PNB par tête en USD	11,11	12,28	9,58
CROIPIB	Taux de croissance annuel moyen du PIB (90-99)	7,33	7,42	0,57
CRINVEST	Taux de croissance annuel moyen de l'Investissement Intérieur brut (90 – 99)	5,55	14,36	3,22
MARGINTE	Marge d'intérêt en point de pourcentage	16,13	1,35	4,14
CREDINTPIB	Crédit intérieur du secteur bancaire en % du PIB	0,50	3,55	0,56
NOTRISQUE	Notation de risque de Credit Institutional Investor	11,75	4,77	17,67
CAPPRIVEPIB	Flux nets de capitaux privés en % du PIB	3,31	14,62	17,27
IDEPIB	Investissement Etranger direct en % du PIB	2,29	11,51	22,44
SAVINGPIB	Epargne Intérieure brute en % du PIB	6,54	14,11	0,36
LENDRATE	Taux d'intérêt prêteur appliqué par le secteur bancaire	14,90	1,98	11,62
INFLATION	Taux d'inflation	11,10	7,27	10,96
INVBRUTPIB	Investissement intérieur Brut en % du PIB	9,48	6,78	1,62

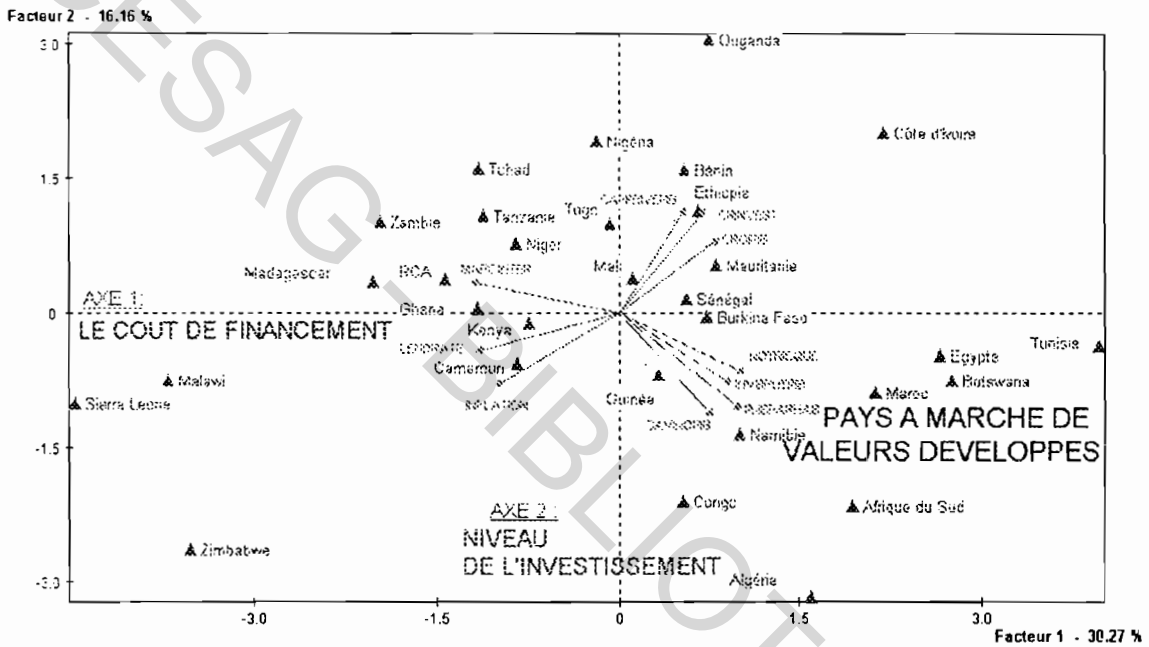
Le tableau ci-dessus synthétise les contributions des variables à la construction des axes. Rappelons que les axes constituent des résumés synthétiques deux à deux décorrélés du tableau de variables de l'analyse en composantes principales. Il apparaît que les variables de coût de financement (**MARGEINTER**, **LENDRATE**) ont le plus contribué à la formation de l'axe 1. Elles expliquent le positionnement de cet axe. La contribution non négligeable du taux d'inflation doit être rapporté à sa corrélation avec le taux prêteur. Ce sont les variables (**CAPPRIVEPIB**, **CRINVEST**, **SAVINGPIB**, **PNBPARHAB**) qui déterminent majoritairement l'axe 2. Ce groupe hétéroclite de variables, qui a beaucoup contribué à la formation de ce facteur, en donne une explication peu concise. Les variables exprimant l'apport des capitaux privés dans

¹⁴ L'Analyse factorielle ne permet pas forcément de déceler des corrélations originales, mais elle peut servir

l'économie (IDEPIB, CAPPRIVEPIB, NOTRISQUE) ont le plus contribué à la formation de l'axe 3. On note ainsi une corrélation entre la notation de l'agence Credit Institutional Investor et les mouvements de capitaux privés. Cette corrélation n'est toutefois pas évidente, notamment lorsqu'on utilise plutôt la notation ICRG (International Country Risk Guide).

Les plans factoriels (1,2) et (1,3) produisent les meilleures¹⁶ représentations pour l'analyse. Leur exploitation nous permet de couvrir plus de 61% de la dispersion globale du tableau des données.

Graphique n°1: Plan Factoriel (1,2) de l'ACP de la situation économique et financière des pays africains.



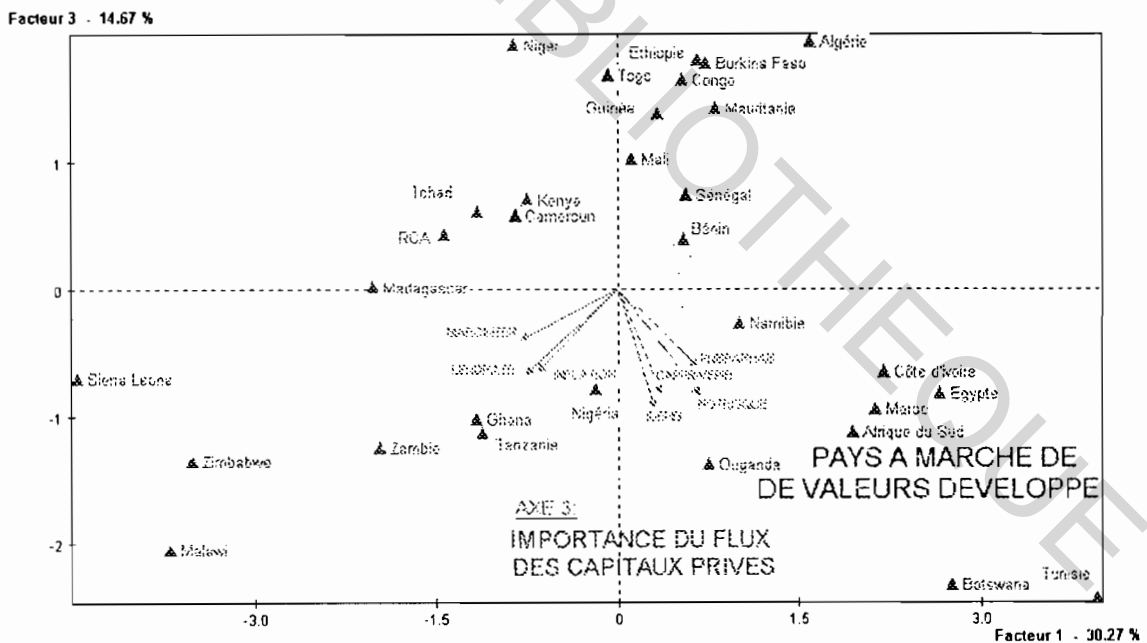
L'axe 1 apparaît comme l'axe du coût de financement des entreprises dans l'économie. Il oppose les pays de la droite du graphique, où le coût de financement est moins élevé à ceux de gauche où ce coût est plus onéreux. Remarquons que la corrélation entre la marge d'intermédiation et le taux prêteur prouve que le coût de financement est élevé dans ces pays tout simplement parce que les intermédiaires financiers s'octroient une marge plus élevée. Les pays comme le Madagascar, le Malawi, la Sierra-Leone apparaissent comme ceux où le coût du capital serait le plus élevé. Le taux prêteur comme la marge d'intérêt y est des plus élevés. A l'inverse, la Tunisie, l'Égypte, l'Afrique du Sud, le Maroc ; qui sont tous des pays dotés de marché de valeurs développés, et aussi dans une moindre mesure la Côte d'Ivoire sont les pays qui disposent des niveaux les

simplement de justification empirique pour des corrélations qui pourraient paraître bien évidente.

plus faibles de coût de capital. Ainsi le principal facteur de différenciation au niveau des nations étudiées est le coût de financement. Cet affaiblissement du coût de financement trouve tout son sens dans la diversification des risques, d'autant plus que les bourses de valeurs intégrées au niveau international² permettent un meilleur partage des risques. L'axe 2, par contre, partage le groupe des pays à faible coût de financement en 2 selon l'importance de la richesse individuelle, de l'investissement intérieur brut, et des conditions incitatives à l'investissement. Cet axe représente donc le niveau de l'investissement dans les pays étudiés. Ceci est parfaitement illustré par le positionnement des pays comme la République du Congo, l'Algérie, et l'Afrique du Sud qui sont reconnus comme bénéficiant d'importants investissements. Il s'agit surtout d'investissement dans le secteur des hydrocarbures pour les deux premiers pays cités alors que l'effort d'investissement est multisectoriel dans le cas sud-africain. Les 3 pays sont opposés à l'Ouganda, et aussi aux pays de l'UEMOA qui sont réputés attirer peu d'investisseurs.

Toutefois c'est l'axe 3 (Graphique n°2) qui présente le mieux l'importance de l'apport en capitaux privés étrangers.

Graphique n°2: Plan Factoriel (1,3) de l'ACP de la situation économique et financière des pays africains



Sans aucun doute le positionnement de la plupart des pays africains (Afrique du Sud, Egypte, Tunisie, Maroc...) qui détiennent les marchés boursiers, nommés sur le

¹⁵ La démarche pour obtenir ces meilleures représentations est explicitée en annexe.

graphique n°2 "Pays à marché de valeurs développés", justifie que la bourse des valeurs soit considérée comme outil de diffusion de capitaux à moindre coût et pôle d'attraction des capitaux. Les flux de capitaux privés sont ainsi plus importants dans ces pays que dans les autres.

Au total, les pays africains détenteurs de bourse de valeurs, présentent un avantage en matière d'attraction de capitaux privés, et de mobilisation de l'investissement intérieur brut. Toutefois sur la croissance à long terme, c'est-à-dire la croissance de l'investissement et du PIB sur la période 1990-1999, la comparaison est peu concluante. Ces pays n'ont pas un avantage significatif sur les autres à cause de la part encore importante du financement public extérieur dans les économies africaines. Mais, dans le contexte actuel de diminution du financement public, l'avenir des nations qui disposent de bourse de valeurs est mieux assuré. Ainsi, la bourse a sa place dans l'économie africaine, elle n'a certes pas encore un impact significatif sur la croissance économique à long terme, mais en réduisant considérablement le coût de financement par la mobilisation à grande échelle de l'épargne, dans les économies elle constitue un outil non négligeable de développement. Les coûts relatifs du capital sont abaissés facilitant ainsi l'investissement dans les techniques plus productives.

CHAPITRE 4: LES PERFORMANCES EN TERMES DE LIQUIDITE DES PRINCIPALES BOURSES DE VALEURS MOBILIERES EN AFRIQUE

Le lien entre la conjoncture économique d'un pays et l'évolution de son marché financier n'est pas neutre. Une bonne connaissance de la conjoncture économique est souvent nécessaire pour la compréhension du secteur financier. Une brève analyse de la situation économique des pays étudiés précède donc la présentation des principaux indicateurs de liquidité.

4.1. Conjoncture économique en 2000 des pays étudiés

En 2000, l'économie africaine a connu une modeste reprise. Cette reprise est liée aux meilleures performances des principales économies du continent en particulier des pays exportateurs du pétrole et à la vigueur persistante de certaines petites économies. Globalement les économies retenues dans l'échantillon se caractérisent par une amélioration de leur situation budgétaire en 2000 tandis que l'inflation a été difficilement maîtrisée dans certains cas. Le poids de la dette demeure lourd, et la plupart des monnaies nationales se sont dépréciées face à la vigueur du dollar US. L'Afrique du Sud avec ¹⁶80% du PIB de l'Afrique australe a connu une faible croissance de 3% en 2000, contre 4,2% en 1999. Ce pays a souffert de la dégradation des conditions économiques chez son voisin, le Zimbabwe. Depuis 1994, la dette extérieure sud-africaine n'a cessé de se creuser, même si à 30,1% du PIB en 2000, elle reste supportable. Au cours de cette même année, le rand a perdu près de 20% de sa valeur par rapport au dollar US, pénalisé par la crise politique et économique au Zimbabwe. En effet, l'économie de ce dernier ralentit depuis 1998, et le PIB a chuté de 5,5% en 2000. Malgré la baisse des cours à la bourse d'Harare, les exportations de tabac ont augmenté en raison de conditions météorologiques favorables et d'une récolte record de 236000 tonnes cette même année. L'inflation s'est accentuée pour atteindre 56,3% en 2000, et le dollar zimbabwéen a été dévalué de 24,1% par rapport au dollar US le 1^{er} Août 2000. Au Botswana, la croissance économique est accélérée et a atteint 6% en 2000. L'inflation a encore grimpé, tandis que la monnaie nationale s'est dépréciée par rapport au dollar US. Il en est de même pour la Namibie.

¹⁶ Les statistiques utilisées dans ce paragraphe pour la description des économies à la base de l'analyse proviennent du Rapport sur le Développement en Afrique de 2001 de la BAD.

L'économie du Kenya, la première de l'Afrique de l'Est avec plus du quart du PIB régional, a stagné en 2000 ; la production n'a augmenté que de 0,3%, à cause principalement d'une grande sécheresse. Le poids de la dette est toutefois en baisse (52,8% du PIB en 2000), alors qu'on assiste à un surenchérissement des prix et à une forte dépréciation de la valeur du shilling kenyan. A Maurice, l'activité a fortement rebondi en 2000 (7,4%), et cette croissance est tirée par la production agricole. L'inflation est en recul et la monnaie nationale s'est également dépréciée.

Le taux de croissance de 5% enregistré par l'Egypte en 2000 est moins que l'exploit des 6% de 1999. L'inflation y est restée à 3 % en 2000, et le différentiel d'inflation avec ses partenaires ayant conduit à l'appréciation du taux de change réel de la livre égyptienne, les autorités ont laissé la monnaie se déprécier de 5% en 2000. L'Egypte reste le seul pays d'Afrique du nord à n'avoir pas dévalué sa monnaie craignant que cela n'entraîne une sortie massive de capitaux. En Tunisie, malgré une croissance de 5% en 2000, les exportations ont baissé de près de 7%, entraînant un déficit de l'ordre de 10,9% du solde commercial. Au Maroc on assiste à une reprise modeste (0,8%) après le recul de 1999, imputable aux méfaits de la sécheresse ; l'inflation est restée faible.

La principale économie de la zone UEMOA, la Côte-d'Ivoire a souffert en 1999 en raison de l'atonie des cours du café et du cacao. Ce pays a toutefois réduit sa dette extérieure de 20% de 1995 à 1999. Le redressement des cours du pétrole est à la base du bond de la croissance du PIB de 1,1% en 1999 à 3% en 2000, au Nigeria, premier pays du continent pour les exportations d'énergie. Néanmoins l'inflation y est forte et le poids de la dette (81,4% du PIB) reste insupportable. Le fléchissement des cours de ses 2 principales exportations que sont l'or et le cacao ont freiné la croissance au Ghana en 2000.

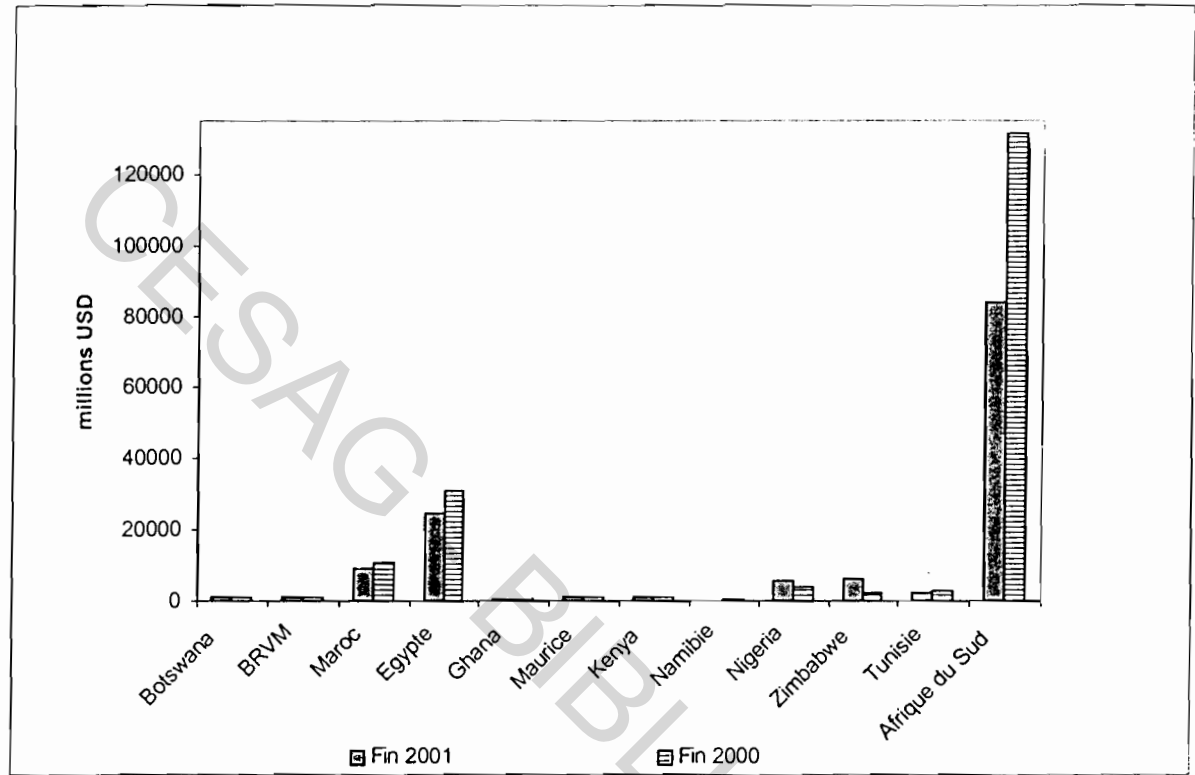
Ainsi se présente la conjoncture économique dans les 12 pays dotés de bourses de valeurs. Leurs caractéristiques en termes de liquidité sont étudiées sur la base de la capitalisation boursière, des valeurs échangées et du Turnover ratio.

4.2. La capitalisation boursière¹⁷

Avec une capitalisation de 84,343 milliards de dollars au 31 décembre 2001, soit plus de 61% de la capitalisation de l'ensemble des 12 bourses étudiées, le Johannesburg Stock Exchange (JSE) reste de loin la bourse la plus importante du continent africain. Ensuite viennent dans l'ordre décroissant de la capitalisation au 31 décembre 2001,

l'Egyptian Stock Exchange (ESA) du Caire et d'Alexandrie avec 24,55 milliards USD, la Bourse de Casablanca au Maroc (9 milliards USD), le Zimbabwe Stock Exchange (6,5 milliards USD), le Nigerian Stock Exchange (5,5 milliards USD), la Bourse des valeurs mobilières de Tunisie (2,4 milliards USD).

Graphique n°3: Evolution de la capitalisation globale des entreprises domestiques des principales bourses de valeurs africaines.



Source : Données de la FIBV

Sur les 12 bourses étudiées, 4 n'avaient pas atteint une capitalisation de 1 milliard de dollars US au 31 décembre 2001. Il s'agit de la bourse de Maurice avec 973 millions USD, de la bourse de Botswana (908 millions USD), de la bourse du Ghana (527 millions USD) et de la bourse de Namibie (150 millions USD). La BRVM (1,1 milliard de USD) et la bourse du Kenya (1 milliard USD) disposent d'une capitalisation qui les place devant ces 4 petites bourses. De plus les bourses d'Afrique du sud, d'Egypte, du Maroc, et dans une moindre mesure celle du Zimbabwe et aussi du Nigeria, de par leur capitalisation, méritent bien leur statut de marchés émergents. Leur capitalisation est à la hauteur de celle de certains marchés du sud-est asiatique comme la Thaïlande (35,950 milliards USD), la Malaisie (118,980 milliards USD), l'Indonésie (22,9 milliards USD), les Philippines (20,629 milliards USD) au 31 décembre 2001. Mais lorsque l'on considère l'évolution de la capitalisation boursière, on constate qu'une grande partie des

¹⁷ Par souci d'homogénéité, il n'est question ici que de la capitalisation boursière des compagnies résidant sur les

bourses africaines à l'image de celles du sud-est asiatique, comme des bourses occidentales, ont perdu de leur niveau de capitalisation de 2000 à 2001. Ceci fait penser à l'effet des attentats du 11 septembre sur la plupart des places financières dans le monde. La chute des cours des principales valeurs sur les marchés affaiblit automatiquement la capitalisation globale. La plus forte baisse a été notée à la bourse de Namibie avec une chute de 51% du niveau de capitalisation, puis vient l'Afrique du Sud avec 35% de baisse. Dans ce dernier cas, on note aussi l'influence de la sortie de quelques compagnies du marché sud-africain. Le nombre d'entreprises domestiques dont l'action est cotée sur le JSE est passé de 583 en fin décembre 2000 à 510 en fin décembre 2001. L'Egypte et l'île Maurice ont enregistré chacun 21% de baisse de leur niveau de capitalisation. Néanmoins deux importantes bourses africaines, celles du Nigeria et du Zimbabwe semblent échapper à cette logique de transmission internationale, car dans ces pays on a assisté à de forte augmentation de la capitalisation boursière. Cette augmentation est de 40% pour le Nigeria alors que la capitalisation a plus que doublé dans le cas du Zimbabwe contrastant avec la crise politique et économique qui sévit dans le pays. La bonne pluviométrie, qui a permis de doper les exportations de tabac suite à des niveaux records de récolte pourrait expliquer cette ambiguïté.

Lorsque l'on rapporte les statistiques de capitalisation au PIB des pays respectifs, la bourse de Johannesburg demeure la plus dynamique avec un taux de capitalisation de 104 %.

Tableau n°3: Taux de capitalisation des principales Bourses de valeurs africaines en 2000

Bourses	Taux de capitalisation
Afrique du Sud	104,31%
Egypte	32,84%
Maroc	32,81%
Zimbabwe	29,81%
Maurice	27,46%
Botswana	15,11%

Bourses	Taux de capitalisation
Tunisie	14,65%
Kenya	12,28%
Ghana	10,43%
Nigeria	10,22%
Namibie	8,98%
BRVM	4,85%

Source : Données de la FIBV

On note toutefois quelques changements dans le classement : les bourses de l'île Maurice et du Botswana sont ainsi plus dynamiques et ont ainsi une importance

territoires nationaux. Ce sera aussi le cas pour le montant en valeur des titres échangés.

relative, dans leur économie, supérieure à celle des bourses du Nigeria et de la Tunisie. La Bourse Régionale des Valeurs Mobilières est la dernière dans ce classement. Des efforts restent à fournir pour qu'elle occupe une place importante au sein de l'économie de l'UEMOA.

4.3. Les valeurs échangées¹⁸

Le volume ou le montant des valeurs échangées en un jour, un mois ou une année constitue également un indicateur de la liquidité du marché. La comparaison des montants de la valeur globale des titres échangés sur les différentes places financières n'apporte pas de changements quand aux performances réalisées par les différents marchés d'action.

Tableau n°4: Valeurs moyennes des titres d'entreprises domestiques échangés dans les principales bourses africaines

Bourses	Valeur Moyennes des titres échangés (Millions de USD)		
	2001	2000	Variation (%)
Afrique du Sud	49200,18	76967,15	-36,08%
Egypte	5016,92	13092,93	-61,68%
Maroc	1733,70	3155,92	-45,07%
Zimbabwe	1533,51	224,21	583,97%
Tunisie	898,23	1354,03	-33,66%
Maurice	104,76	73,47	42,60%
Kenya	33,15	37,77	-12,24%
Ghana	12,47	6,96	79,21%
BRVM	8,62	32,99	-73,87%
Namibie	5,17	19,68	-73,74%

Source : FIBV

En 2001 la BRVM apparaît, parmi toutes les bourses étudiées, comme la moins active avec une valeur globale des titres échangés de 8,6 millions de USD juste derrière la Bourse du Ghana (12,5 millions USD). Ceci pose avec plus d'acuité, le problème de la rentabilité de la BRVM, d'autant plus que cette valeur globale est en chute nette par rapport aux 32 millions USD de l'an 2000. Les efforts à consentir pour relever le niveau

¹⁸ Les informations récentes pour les bourses de Botswana et du Nigeria ne sont pas disponibles, par conséquent ces deux pays ne sont traités dans ce paragraphe.

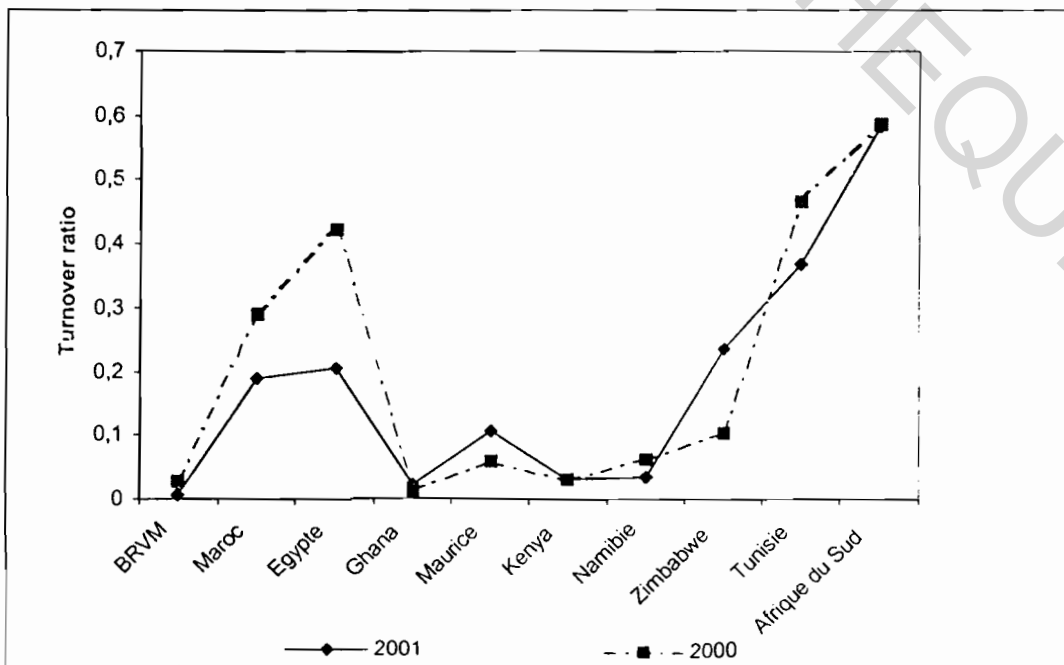
d'activité de la bourse régionale passent par l'imitation des responsables d'entreprise à une culture financière centrée sur le financement direct de l'entreprise. Ces efforts impliquent l'élaboration par les gouvernements de mesures incitant au recours aux marchés financiers.

La bourse de Johannesburg est la première en matière de valeur des titres échangés avec 49,2 milliards USD en 2001. Elle est suivie dans l'ordre par les bourses d'Egypte (5 milliards USD), du Maroc (1,7 milliard USD) et de Zimbabwe (1,5 milliard USD). De toute évidence la valeur des titres échangés a aussi chuté de 2000 à 2001 pour la plupart de ces bourses dans le sillage de la capitalisation boursière pour les mêmes raisons.

Toutefois, comme le montre le tableau n°4, la valeur moyenne des titres échangés n'a pas chuté sur toutes les places financières. A Maurice, il y aurait eu par rapport à 2000 un regain d'activité (variation de 42%) ce qui concorde bien avec ses remarquables performances économiques détaillées en début de chapitre. Il en est de même pour la bourse du Ghana. Le cas du Zimbabwe est ambigu car, étant donné les conditions politiques et économiques qui ont prévalu dans ce pays, il n'est pas aisé d'expliquer ce gonflement. Il convient de rappeler toutefois que les exportations de tabac ont fortement augmenté dans ce pays et un niveau record de production de tabac a été atteint pour la campagne agricole 2000 – 2001. Le volume de titres d'entreprises domestiques échangés a été multiplié par 3 en 2001, ce qui correspond à une forte tension sur ce marché.

4.4. Le turnover ratio

Graphique n°4: Evolution du Turnover Ratio des entreprises domestiques des principales bourses de valeurs africaines.



Le niveau du Turnover ratio pour les places financières est exprimé en pourcentage de la capitalisation. C'est un ratio synthétique de la liquidité de la bourse de valeurs. Sur les deux dernières années, ce ratio n'a presque pas varié en Afrique du sud, il est de 58%, ce qui signifie que la première bourse africaine jouit d'une stabilité de sa liquidité. Ensuite viennent les places suivantes par ordre décroissant de liquidité : la Tunisie (36,74%), le Zimbabwe (23,56%), l'Egypte (20,45%), le Maroc (19%), et l'île Maurice avec 10,77% en 2000. La situation de la liquidité de ces places financières n'est pas très différente de celle de 2000.

En somme, l'analyse en termes de liquidité des principales bourses de valeurs africaines permet de retenir celles qui sont les plus actives, et par conséquent les plus liquides. Pour qu'elle ait tout son sens, une analyse en terme de volatilité, suppose un certain niveau de dynamisme de la bourse étudiée. Ainsi, sur la base des résultats de l'analyse en terme de liquidité, seules les bourses d'Afrique du Sud, de Tunisie, du Maroc, d'Egypte, du Zimbabwe, et de Maurice, qui sont les plus actives, doivent faire l'objet d'une analyse de la volatilité. Toutefois la bourse du Nigeria qui en terme de capitalisation est d'une grande importance, mais pour laquelle il n'a pas été possible de disposer d'informations sur la valeur globale des titres échangés sera ajoutée au groupe pour l'analyse de la volatilité.

CHAPITRE 5: LES PERFORMANCES EN TERMES DE VOLATILITE DES RENDEMENTS BOURSIERS DES PRINCIPALES BOURSES AFRICAINES

Ce deuxième volet de l'analyse comparative est d'une grande importance car la volatilité est la raison même de l'investissement en bourse. C'est pour cette raison que le processus de formation de la volatilité, incontournable dans la gestion de portefeuilles a fait l'objet d'une aussi abondante littérature. Aux 7 places financières précédemment retenues, il est ajouté la BRVM car notre objectif est de pouvoir situer la bourse régionale en dépit de ses mauvaises performances actuelles.

Il n'a pas été possible de disposer d'une série complète de l'historique de l'indice du marché d'actions de Johannesburg. Depuis le changement intervenu à la fin de l'année 2000 dans l'élaboration de l'indice de ce marché, il n'est plus possible d'avoir ces informations avec l'accès Reuters. Dorénavant, l'historique de cet indice qui a été reconstitué de 1995 à nos jours, est vendu par la société de production des indices du marché sud-africain (FTSE/JSE : www.ftsejse.co.za). Les informations d'accès libre qui ont été recueillies ne couvrent que la période du 02 janvier 2002 à nos jours, ce qui reste très réduit pour une bonne analyse. C'est aussi le cas des indices du marché marocain. Ainsi pour des raisons de disponibilité des informations, la présente étude ne concernera que les six autres bourses de valeurs pour lesquelles on dispose d'une base de données commune qui s'étend du 01 Juin 2000 au 31 Mai 2002 (Source : Datastream).

5.1. Analyse statistique préliminaire

Pour avoir une idée de l'importance relative des indices retenus, on note qu'ils couvrent généralement l'ensemble des entreprises cotées sur ces places financières. Il s'agit de Cairo CMA (Capital Market Authority) General Index d'Egypte, dénommé par la suite "CMA"; de la Tunisie SE Index ou indice BVMT, "TUN"; de Zimbabwe Industrial Index, "ZSE"; de Mauritius SE index, "MAU"; de Nigerian SE All share Index, "NSE"; et enfin de BRVM composite Index, "BRVM". L'évolution des différents indices sur la période d'étude est retracée dans le graphique A1 en annexe. Trois types d'évolution peuvent être identifiés pour les bourses étudiées :

- Le premier, qui correspond essentiellement aux bourses du Nigeria et du Zimbabwe, est caractérisé par une tendance haussière avec toutefois des particularités selon le pays. Dans le cas de la bourse d'Harare, de juin 2000 à Mars 2001, la croissance est

faible mais régulière, elle est suivie d'une forte croissance jusqu'en septembre 2001, qui finalement sera prolongée par une période de relative stabilité jusqu'en mai 2002. Pour la bourse de Lagos, la hausse sur l'ensemble de la période est maintenue par une croissance quasi continue.

- Le deuxième groupe, qui concerne surtout les bourses de Tunis et de Maurice, ainsi que dans une moindre mesure la BRVM, est caractérisé par une tendance baissière avec aussi de petites particularités. Après une courte période (juin –Août 2000) de forte croissance, l'indice de référence du marché tunisien, s'est depuis lors inscrit dans une tendance baissière animée par des mouvements assez erratiques. Cette tendance qu'on note aussi sur le marché mauricien est quelque peu enrayée par la forte croissance intervenue de janvier à février 2002. En ce qui concerne le marché régional ouest-africain, la tendance n'aura été enrayée que ponctuellement en juin et en décembre 2001, illustrant la hausse des cours à l'approche de la publication des résultats des entreprises et du partage des dividendes.
- Enfin, la bourse égyptienne est caractérisée par des mouvements erratiques que l'on peut résumer de la façon suivante : une forte baisse jusqu'en octobre 2000 ; suivie par une remontée des cours puis une volatilité moindre mais continue du niveau de l'indice.

En général, l'effet des attentats du 11 septembre 2001, soupçonné dans l'analyse en termes de liquidité, n'apparaît pas clairement dans l'historique des cours de clôture des indices boursiers, même s'il est à l'origine de l'inflexion de la tendance haussière de la bourse de Zimbabwe, évoquée plus haut. C'est sur cette seule place que l'impact aura été le plus fort. Ceci peut être dû au fait que la plupart des bourses étudiées, étaient dans une tendance baissière, et il est plus difficile d'appréhender cet effet. A cette étape de l'analyse, on retiendra que les attentats du 11 septembre 2001 n'ont pas sérieusement entamé l'évolution des indices boursiers étudiées.

Comme cette étude est menée en fréquence quotidienne, il ne sera pas possible, pour des raisons évidentes de disponibilité des données, d'analyser les relations entre ces indices et les agrégats économiques. L'analyse est fondée sur une approche statistique.

Le tableau A7, en annexe, présente les statistiques descriptives des rendements des six places boursières étudiées. Les résultats de skewness et d'excès de kurtosis conduisent aux conclusions usuelles dans les études des rendements boursiers ; à savoir que les distributions de toutes les séries sont non-normales. La bourse égyptienne présenterait une asymétrie, mais dans les autres cas la skewness n'est pas significativement différente de celle de la loi normale ; néanmoins l'excès de kurtosis est

très positif notamment pour les places de Maurice et de Nigeria. Dans tous les cas l'hypothèse de normalité de la distribution des rendements est rejetée.

La statistique de Ljung-Box calculée avec 20 retards (LB(20)) permet de détecter l'autocorrélation des rendements. On note une présence d'autocorrélation des rendements pour les places du Nigeria, de la Tunisie, du Zimbabwe et de la BRVM. On ne rejette l'hypothèse de non-corrélation des rendements pour Maurice qu'au seuil de 5%, mais il est impossible d'en faire autant pour la bourse égyptienne. Lorsque ces statistiques de Ljung-Box sont corrigées pour éliminer le biais induit par la présence d'hétéroscédasticité ($LB_c(20)$), il est impossible de rejeter l'hypothèse de non-corrélation des rendements aux seuils usuels pour l'ensemble des bourses.

En se fondant sur ces mêmes statistiques appliquées aux carrés des rendements ($LB_2(20)$), on rejette clairement et pour l'ensemble des bourses l'hypothèse d'absence d'autocorrélation des carrés des rendements ; on met ainsi en évidence la présence d'une forte hétéroscédasticité. Toutefois il importe de souligner que cette présence est moins marquée au niveau de la BRVM qu'au niveau des autres places. Ceci pouvant être dû à son développement récent. La cotation n'est devenue continue à la BRVM qu'en Novembre 2001.

Encadré n°2: L'Hétéroscédasticité conditionnelle

L'hétéroscédasticité conditionnelle d'une série traduit le fait que la dispersion de sa distribution (appréhendue par la variance) au temps t est expliquée par les dispersions observées lors des périodes précédentes. Il s'agit donc d'une autocorrélation de la variance exprimant ainsi la volatilité c'est-à-dire la variabilité de la série.

(Adapté de Dossou, A., Comment prévoir les taux de change parallèle du naira par rapport au FCFA ?)

En somme ces propriétés des rendements boursiers étudiés sont similaires à celles mises en évidence pour les marchés d'actions des pays émergents d'Asie et même des pays industrialisés (Avouyi-Dovi et Jondeau, 1999). De ce point de vue, les marchés étudiés n'affichent pas de spécificités marquées par rapport à leurs homologues asiatiques ou industrialisés. Comme pour ces derniers, une modélisation ARCH est envisagée pour décrire l'évolution de la volatilité.

5.2. Résultats empiriques

Les différents aspects de la volatilité des rendements boursiers sont étudiés dans ce paragraphe. La démarche suivie consiste d'abord, à analyser le potentiel explicatif des modèles estimés, ensuite successivement, la significativité et la pertinence des effets d'asymétrie des chocs de rendements sur la volatilité. L'analyse statistique préliminaire a donné une meilleure connaissance des séries de rendements. La méthode de Box-Jenkins qui est basée sur l'examen des corrélogrammes sert à mieux spécifier le processus de l'équation de l'espérance conditionnelle du rendement (Equation 3) pour chaque place financière.

5.2.1. La modélisation

L'estimation du modèle (Equation 3) avec volatilité constante donc sans effet ARCH est présentée dans le tableau A8 en annexe. La composante autoregressive d'ordre 1, AR (1), est en général positive lorsqu'elle est significativement différente de zéro. C'est le cas des bourses du Nigeria, de la BRVM, de la Tunisie, et du Zimbabwe. Elle varie entre 0,187 pour la BRVM et 0,944 pour la bourse du Nigeria. Ce qui corrobore bien avec la tendance haussière quasi-continue observée pour la bourse de Lagos. Les autres coefficients significatifs sont estimés pour mieux évaluer le rendement.

L'introduction dans ce modèle d'une variable indicatrice $DUM_{11/09/01}$ (prend la valeur 1 pour les observations des 10 jours¹⁹ qui ont suivi le 11/09/01, et 0 pour le reste) pour quantifier l'impact des attentats n'a été concluant que pour les bourses de Zimbabwe et de Tunisie avec respectivement des coefficients de -2,018 et -1,283. Il y a donc eu un effet significatif de cet événement sur les rendements de ces deux bourses.

Toutefois, l'estimation des équations est d'assez piètre qualité, même si on accepte l'hypothèse d'absence d'autocorrélation des résidus pour toutes les places financières, car les statistiques de Ljung-Box calculées avec les carrés des résidus confirment la forte hétéroscédasticité des innovations. Les écarts-types des coefficients estimés sont donc évalués avec une faible précision. Ce constat s'applique à toutes les bourses étudiées sauf à la BRVM, où il n'y a pas d'hétéroscédasticité conditionnelle des résidus. Ce résultat renforce nos réserves sur la dynamique d'évolution sur la place financière régionale. En somme, à part la BRVM, toutes les autres présentent, à l'image des autres places financières dans le monde (Mecagni et Shawky, 1999), le problème d'hétéroscédasticité conditionnelle des résidus, il est alors nécessaire de passer à une modélisation GARCH.

Le tableau A9 en annexe fournit les estimations de la représentation GARCH lorsque les innovations sont supposées normales. La composante autorégressive AR(1) de l'équation de rendement demeure significativement différente de zéro pour les bourses d'Égypte, du Nigeria, de la Tunisie, et du Zimbabwe. Elle varie entre 0,145 et 0,551. Le signe du coefficient du carré de la dernière innovation (α) est, comme attendu, positif ; ce coefficient est significativement différent de zéro dans tous les cas et compris entre 0,195 (Égypte) et 0,489 (Maurice). Le coefficient autorégressif (β) de la volatilité conditionnelle est aussi positif et significativement différent de zéro pour toutes les places sauf l'île Maurice. Ainsi la prise en compte du carré de la dernière innovation a suffi pour régler le problème d'hétéroscédasticité au niveau de la bourse mauricienne.

Par ailleurs, la somme des coefficients ($\alpha+\beta$) est partout inférieure à 1, il n'y a donc pas de cas de volatilité conditionnelle non-stationnaire. Toutes les contraintes sur le modèle de la volatilité conditionnelle sont vérifiées. Pour la BRVM, la somme des coefficients ($\alpha+\beta$) est de 0,989 ; la volatilité conditionnelle présente donc une dynamique quasi intégrée. Aussi le niveau élevé de cette somme pour les places du Zimbabwe(0,977) et Égypte (0,95) révèle une persistance de la volatilité dans ces cas. Ce phénomène de persistance de la volatilité, habituellement rencontré avec les données journalières, est aussi un résultat traditionnel des études portant sur les marchés d'actions (Avoyi-Dovi et Jondeau, 1999).

En outre, selon les statistiques de Ljung-Box calculés avec les résidus (LB(20) et LB_c(20)), l'hypothèse de non-corrélation des résidus (innovations) est acceptée aux seuils usuels et pour toutes les places financières, à l'exception de la BRVM.

En effet, l'estimation par le processus GARCH est de piètre qualité pour la bourse régionale d'Abidjan. La présence d'autocorrélation des résidus dans le modèle GARCH alors que le modèle à volatilité constante avait déjà permis d'obtenir des résidus non corrélés et non-hétéroscédastiques nous amène à conclure que la dynamique d'évolution de la BRVM est mieux appréhendée par un modèle à volatilité constante. Le résultat n'est pas étonnant eu égard à la faiblesse des transactions sur le marché régional.

En appliquant la statistique de Ljung-Box aux carrés des innovations, il est impossible de rejeter l'hypothèse d'absence d'hétéroscédasticité. Pour l'ensemble des bourses de valeurs étudiées, le modèle GARCH semble donc approprié pour rendre compte de l'essentiel de l'hétéroscédasticité.

¹⁹ Lorsque l'on étend le nombre jours à 1 mois, l'impact de l'événement du 11/09/01 cesse d'être significatif. Alors que si l'on réduit ce délai au seul jour du 11/09/01 seule la bourse de Zimbabwe subit un impact significatif.

Enfin, la confrontation de l'information AIC des modèles, de même que la comparaison de leur log-vraisemblance montre que le modèle GARCH domine largement le modèle à volatilité constante. Par conséquent la volatilité des indices boursiers des places financières, à l'exception de la BRVM, est mieux retracée par l'approche de type GARCH.

L'introduction dans l'équation de la variance conditionnelle de la variable indicatrice du 11/09/01 n'est concluante pour aucune des places financières, pas même pour les deux places où on avait noté un effet significatif dans l'équation de rendement. On en déduit que dans le pire des cas cet événement n'aura réduit que temporairement les rendements de quelques bourses africaines, sinon la dynamique de la volatilité des places financières africaines étudiées n'a pas été atteinte.

5.2.2. Etude de l'asymétrie

L'étude de l'asymétrie est introduite dans le modèle GARCH sous la formulation GJR où EGARCH. **Etant donné que c'est la spécification du modèle à volatilité constante, donc sans effet ARCH, qui retrace le mieux l'évolution des rendements au niveau de la BRVM, il devient inutile de continuer l'analyse avec cette place boursière.** On vérifie pour les autres places boursières la propriété d'effet d'asymétrie qui indique que la réaction de la volatilité à un choc sur le rendement diffère selon le signe du choc : un choc à la baisse a généralement un effet plus fort sur la volatilité qu'un choc à la hausse. Le choc à la baisse est consécutif à une "mauvaise nouvelle" (rupture de négociation, annonce de banqueroute à grande échelle, publication d'indicateur relativement mal orientés, annonce de contrôle de capitaux,...) et le choc à la hausse est le résultat d'une "bonne nouvelle" (mesures spécifiques destinées à stabiliser les marchés, annonces d'aides provenant d'organismes internationaux, publication d'indicateurs mieux orientés que prévu,...). Une comparaison des deux modèles d'asymétrie peut être menée à partir des courbes de réponse à des innovations, représentant les effets des innovations (résidus) sur la variance conditionnelle (*news impact curves*) proposées par Engle et Ng (1993). Naturellement la courbe associée au modèle GARCH est symétrique. Pour celle du modèle GJR, on constate qu'un choc négatif entraîne une augmentation de la variance conditionnelle plus forte qu'un choc positif. Enfin, le modèle EGARCH entraîne un accroissement très rapide de la variance conditionnelle lorsque l'ampleur de l'innovation augmente, accroissement pouvant conduire à des réactions exagérés de la variance conditionnelle.

Le tableau A9 en annexe, présente les statistiques de test associées à l'hypothèse nulle de symétrie, proposées par Engle et Ng (1993) dans le cas du modèle GARCH. Ces statistiques ($t(\beta_i)$) sont relatives aux β_i , $i=1,2,3$ (Equation (5) à (7)). Elles sont globalement peu élevées, donc une éventuelle asymétrie serait peu marquée. L'examen de ces statistiques de Student montre qu'elles ne sont généralement pas significatives. La faible asymétrie constatée au niveau de la bourse égyptienne lors de l'analyse préliminaire n'est pas véritablement confirmée, même si cette place affiche la statistique la plus élevée ($\xi=4,601$) pour le test²⁰ global d'asymétrie, cette statistique n'est pas significative.

a) - La formulation GJR

A la lecture du tableau A10 en annexe, qui présente les principaux résultats des modèles asymétriques (GJR et EGARCH), on aperçoit que l'estimation de la formulation GJR du modèle asymétrique est de qualité diverse selon les marchés de valeurs. On retient donc que :

- Le degré d'asymétrie de la bourse égyptienne comme celui de la bourse tunisienne est supérieur à 1, respectivement 1,312 et 1,145. Ce sont les degrés les plus élevés. Néanmoins, le coefficient γ de l'effet d'asymétrie n'est pas significativement différent de zéro, même si elle a une faible importance. L'asymétrie de ces deux places est donc assez limitée. Il y a tout de même une sensibilité modérée de ces deux places aux "mauvaises nouvelles".
- Les trois autres places (Nigeria, Zimbabwe, Maurice) sont symétriques. Leur degré d'asymétrie est inférieur à 1, ce qui signifie que le coefficient γ d'effet d'asymétrie est négatif. Ce coefficient est significatif dans les trois cas.

La prise en compte de l'asymétrie à l'aide du modèle GJR semble correcte. La statistique ξ du test d'Engle et Ng sur l'asymétrie résiduelle est relativement faible dans certains cas. Dans d'autres cas, surtout celui du Nigeria, cette statistique reste relativement élevée. Tout ceci est à mettre en rapport avec la faiblesse effective de l'asymétrie. L'analyse de la log-vraisemblance et du critère AIC confirme la prépondérance du modèle GJR par rapport à GARCH.

b) - La formulation EGARCH.

L'estimation du modèle original de Nelson sous l'hypothèse de normalité de la distribution des erreurs a donné les résultats dont les principaux sont présentés dans le tableau A10 en annexe. On retient que :

²⁰ Cf. Equation (8)

- Les bourses d’Egypte et de Tunisie ont toujours les degrés d’asymétrie les plus élevés et supérieurs à 1, respectivement 1,222 et 1,013. Le coefficient γ d’effet d’asymétrie est comme attendu, négatif ; mais comme dans le cas du modèle GJR, il n’est pas significativement différent de zéro. La sensibilité modérée de ces deux places aux “mauvaises nouvelles” est aussi vérifiée avec le modèle EGARCH.
- Pour les trois autres places, le degré d’asymétrie relative demeure inférieur à 1. Le coefficient γ étant positif et significatif.

En général, les conclusions de ces deux modèles asymétriques ne sont pas si éloignées. De par le rapport de leur log-vraisemblance, aucun des modèles asymétriques ne domine l’autre pour les cinq places financières. Compte tenu de la faiblesse des écarts en terme de log-vraisemblance ou de critère AIC, le modèle GJR est plus satisfaisant pour rendre compte de l’asymétrie des places financières africaines étudiées.

5.3. Quel modèle pour l’analyse comparative de la volatilité des bourses ?

L’examen du tableau A10 en annexe, montre que les résidus du modèle GJR constituent un processus bruit blanc, car les statistiques de Ljung-Box montrent que les résidus sont en effet non corrélés. Mais le test de Jarque-Bera rejette l’hypothèse de normalité de ces résidus. Ceci montre que tout l’excès de Kurtosis de la distribution des résidus n’est pas expliqué par la modélisation GARCH, ou GJR. En l’état, l’évaluation des écart-types des coefficients est peu précise et l’utilisation des statistiques de significativité (probabilité critique) du modèle estimé est peu rigoureuse. Faute de pouvoir procéder à une estimation par une loi à queue plus épaisse, on utilisera pour améliorer la qualité de l’estimation la procédure de Quasi Maximum de Vraisemblance de covariance (Bollerslev et Wooldridge, 1992). Cette méthode ne vise pas la ré-estimation des coefficients du modèle, mais elle fournit pour ces mêmes coefficients des écarts-types plus robustes, donc des probabilités critiques plus rigoureuses. L’évaluation de la significativité des coefficients est ainsi plus précise. Ce sont les résultats de cette méthode qui sont présentés dans le tableau A11, en annexe, pour le modèle GJR.

Le coefficient γ de l’effet complémentaire associé au choc des “mauvaises nouvelles” sur la variance conditionnelle n’est plus significatif pour aucune place financière. La validité du modèle asymétrique GJR est donc sérieusement entamée. Ce modèle n’a plus d’utilité car le principal coefficient γ n’est pas significativement différent de zéro. La prise en compte de l’asymétrie ne peut donc être validée dans le cadre de la modélisation de la volatilité des bourses de valeurs africaines. Toutefois, il est possible

qu'une étude sur une période plus longue que la nôtre permette de valider l'asymétrie dans la volatilité des marchés de valeurs en Afrique. Compte tenu de la faiblesse de l'asymétrie sur ces marchés, une très longue période d'observation est nécessaire pour s'assurer de sa significativité.

Le modèle GARCH symétrique, donc sans prise en compte de l'effet d'asymétrie, dont les résultats par la même procédure de Quasi Maximum de Vraisemblance de covariance sont présentés dans le tableau A12 est de qualité globale meilleure. Les coefficients estimés ne sont pas différents de ceux du tableau A9, mais les statistiques de significativité du modèle sont plus précises. Ce modèle explique donc mieux la volatilité des rendements boursiers africains.

Les coefficients autorégressifs d'ordre 1 ou 2 (AR(1) ou AR(2)) de l'équation d'espérance sont significatifs pour les places financières d'Egypte, du Nigeria, de la Tunisie, du Zimbabwe et de Maurice. En somme pour ces places financières, on constate que le mouvement haussier est entretenu, une hausse passée entraîne une hausse future (cf Tableau A12 en annexe). Le cumul des coefficients autorégressifs de l'équation d'espérance conditionnelle est de 0,704 dans le cas mauricien, 0,389 dans le cas nigérian, de 0,145 dans le cas égyptien, de 0,331 dans le cas du Zimbabwe et de 0,125 dans le cas tunisien. Le mouvement haussier des rendements boursiers est donc plus fort sur la place mauricienne que partout ailleurs. Cependant il faut noter qu'une baisse de rendement entraînerait dans les mêmes proportions une diminution des rendements futurs. De même les innovations réduisent les rendements futurs, cet effet est significatif sur les places financières mauricienne et nigériane.

Selon les résultats du modèle avec volatilité constante présentés dans le tableau A8, on assiste sur le marché régional des valeurs d'Abidjan, à un mouvement haussier mitigé, l'impact cumulé des rendements passés est de 0,156.

L'effet du 11 septembre 2001 demeure significatif seulement sur la place financière tunisienne.

L'estimation du modèle GARCH symétrique est globalement de qualité satisfaisante. L'hypothèse d'absence d'autocorrélation résiduelle est acceptée dans tous les cas. De même l'hétéroscédasticité résiduelle est rejetée pour tous les marchés de valeurs.

5.4. Les effets ARCH-in-Mean

Il s'agit de vérifier si l'introduction d'un indicateur de risque dans l'équation de rendement permet d'améliorer la description ou l'explication de cette variable. La

représentation ARCH-in-Mean utilisée dans le cadre de la modélisation s'écrit sous la forme :

$$(12) r_t = \mu + \lambda \sigma_t + \varepsilon_t + b \varepsilon_{t-1}$$

$$(13) \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2$$

l'élément nouveau dans cette écriture est le coefficient λ de l'équation (13) représentant l'effet de la prime de risque dans le modèle ARCH-in-Mean.

L'estimation de cette approche est présentée dans le tableau A13 en annexe. L'introduction d'un indicateur de risque dans l'équation de rendement n'est intéressant pour aucune des places financières. Ces résultats rejoignent ceux trouvés par Avouyi-Dovi, et Jondeau (1999) dans leurs travaux sur la modélisation de la volatilité des bourses asiatiques. Non seulement le paramètre λ n'est jamais significativement différent de zéro, mais en plus son signe est ambigu. Il est possible de conclure à la constance des primes de risque sur ces marchés. Les marchés de valeurs africains étudiés semblent donc, à l'image de ceux asiatiques, caractérisés par une absence de l'effet prime de risque sur le rendement.

La relation usuelle entre le rendement et le risque (que l'on peut retrouver dans les modèles de choix de portefeuille) n'est pas pertinente ici. Ces résultats ne sont pas surprenants lorsque l'on se réfère au faible niveau d'investissement sur le continent africain. Cependant, étant donné l'importance des crédits alloués à l'Asie du Sud-Est, les investisseurs ont à l'évidence considéré cette zone comme étant peu risquée. Il est donc normal que les investisseurs n'exigent pas un surplus de prime de risque dans ces pays. Ce n'est pas pourtant le cas général des bourses de valeurs africaines, ainsi pour augmenter leur attraction de capitaux les politiques devraient penser en plus de l'assainissement du cadre juridique des investissements à l'institution d'une prime de risque marginale.

Il convient de dire que la période d'étude relativement longue peut avoir influencé ces résultats, et qu'il soit possible sur le court terme de faire ressortir l'impact de la prime de risque sur les rendements. Mais dans ce cas les résultats seraient peu robustes.

En définitive, c'est donc le modèle GARCH symétrique sans effet ARCH-in-Mean qui permet d'obtenir la meilleure description de la volatilité observée sur les marchés boursiers étudiés dans ce document. Le graphique A2 en annexe présente l'évolution des volatilité estimées à partir de ce modèle. Il faut remarquer que les niveaux de volatilité en période calme varie d'une bourse à l'autre. Il se trouve autour de 0,5% pour l'Ile Maurice et dans une moindre mesure l'Egypte, proche de 1% pour la Tunisie et le Nigeria et près de 1.5% pour la bourse d'Harare au Zimbabwe.

5.5. Que retenir de la comparaison des indices boursiers ?

Au vu des différentes propriétés étudiées, les bourses de valeurs africaines n'ont pas de spécificités particulières par rapport à celles d'Asie du sud-est (Avouyi-Dovi et Jondeau, 1999). Bien sûr, certaines propriétés sont plus marquées d'un côté que de l'autre, comme l'asymétrie qui est plus prononcée sur les marchés du sud-est asiatique. Les 5 bourses dont la volatilité a été étudiée présente des propriétés statistiques relativement similaires. On peut donc évaluer l'intensité de leur liaison par l'intermédiaire de leur rendement (tableau A14 en annexe) et leur volatilité (tableau A15 en annexe). Dans les deux cas les coefficients de corrélation sont assez faibles (largement en dessous de 0,5) démontrant un relative décorrélation des rendements et des volatilités des différentes places financières. Il n'existe donc presque pas de phénomènes de transmission des chocs entre les différentes bourses étudiées. Une étude portant sur une autre période d'observation pourrait aider à évaluer la robustesse de ces résultats.

CHAPITRE 6: LES PERFORMANCES EN TERMES DE PREVISIBILITE : ADEQUATION ENTRE LES COURS DES TITRES ET LEUR VALEUR FONDAMENTALE

Les fluctuations des cours des titres autour de la valeur fondamentale recensées par Jura (1999) sont de 3 natures :

- Un ensemble de retards (par rapport à la valeur théorique) et de chocs autonomes. Ces éléments introduisent des écarts entre le prix et la valeur théorique fondamentale.
- Le jeu des anticipations qui génère des fluctuations à partir des variations du prix.
- Un mouvement injustifié des cours, dû par exemple, à un déséquilibre accidentel entre l'offre et la demande à un moment précis, ou à une manipulation de marché, ou encore à une erreur collective.

L'étude de l'adéquation entre les cours des actions et leur valeur fondamentale englobe normalement ces trois natures. Toutefois les résultats de cette étude de la prévisibilité des bourses de valeurs peuvent être influencés par le développement excessif sur les marchés de bulles spéculatives (Bourguignon, Conxicœur, et Séquier, 1994). En effet, certains pensent que, parce que l'information y est imparfaite et circule moins aisément, les marchés financiers sont, plus que leurs homologues dans les économies industrielles, sujets à la persistance de bulles spéculatives. Le cas échéant, il serait souhaitable de corriger l'évolution du marché de ces phénomènes pour mieux mettre en évidence le rôle des fondamentaux. Néanmoins, à cause du niveau de développement de la plupart des marchés d'actions africains, l'existence de bulle spéculative relativement longue est quasi-impossible. Il n'est donc pas nécessaire de procéder à une correction de bulles spéculatives pour assurer la qualité de prévisibilité des modèles.

L'adéquation entre les cours des actions et leur valeur fondamentale est en effet une analyse explicative des performances des marchés de valeurs, car il est clair qu'une place réputée trop « chère » serait moins attrayante qu'une autre réputée moins chère. C'est donc une certaine prévisibilité des marchés d'actions qui est nécessaire ; une place plus ou moins prévisible attire plus d'investisseurs qu'une autre qui ne l'est pas du tout. Il est donc utile de rechercher pour les principales bourses de valeurs africaines, que ce

soit au niveau des « Emerging Markets », ou des « Frontier Emerging Markets » d'après la classification de la SFI, les différences en matière de variation des cours autour de la valeur fondamentale.

Les informations qui sont utilisées pour estimer le modèle d'actualisation des dividendes, en particulier le PER, ne sont disponibles que sur les années 1997 et 1998. Les statistiques sur le taux d'intérêt du Nigeria ont été estimées pour l'année 1998, la série mensuelle n'étant pas disponible pour cette année dans les publications IFS du FMI. La Namibie, ne sera pas présentée dans cette étude d'adéquation entre les cours des actions et leur valeur fondamentale, pour des raisons évidentes de manque de données sur le PER. De même, la période de l'étude englobe la date de mise en service de la BRVM. Les analyses effectuées ne s'appliquent donc que partiellement à la BRVM ; c'est pour cette raison que nous utilisons plus le thème de la place d'Abidjan que celui de la bourse régionale.

6.1. Démarche économétrique

La modélisation économétrique des séries chronologiques depuis les travaux de Engle et Granger (1987), passe obligatoirement par l'étude de la stationnarité de ces séries et éventuellement de leur cointégration afin d'éviter des relations purement artificielles entre les variables. Le tableau A16 en annexe précise l'ordre d'intégration de toutes les séries utilisées. L'encadré n°3 de la page suivante présente un bref aperçu de la modélisation économétrique des séries temporelles. Pour les cas où les séries sont intégrées de même ordre, l'estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires de la relation de long terme est possible si la relation de cointégration est unique. Par contre, lorsque les séries ne sont pas de même ordre d'intégration, il n'est pas possible de mener une étude de la cointégration entre les séries entrant dans une même équation. Il n'est pas possible d'estimer ces modèles au risque d'obtenir des régressions fallacieuses. Ainsi, il n'est pas utile de procéder à l'estimation du modèle pour les places financières où l'ensemble des variables ne sont pas intégrées de même ordre. C'est le cas de l'Egypte, du Botswana, de la Tunisie et du Zimbabwe.

D'après le test de Johansen présenté dans le Tableau A17 en annexe, le rang de la cointégration est de 1 pour le Kenya, le Maroc, le Nigeria et l'Afrique du Sud. Pour le Ghana, et la Côte d'Ivoire, le rang de la cointégration est de 1 avec la présence de variables retardées d'une période dans le modèle cointégré. Par contre au niveau de l'Ile Maurice, le rang de la cointégration est nul quel que soit le retard considéré dans le

modèle. Il n'est donc pas possible d'estimer le modèle d'actualisation des dividendes dans le cas mauricien.

Encadré n°3: La modélisation économétrique des séries chronologiques

Depuis les travaux de Engle et Granger (1987), la littérature économique a largement débattu des risques liés à la régression des séries non stationnaires, c'est-à-dire affectées d'une tendance stochastique, entre elles. Il est donc recommandé de s'assurer de la stationnarité des séries chronologiques utilisées pour éviter tout risque de « régression fallacieuse ». Il s'agit, non plus seulement de s'assurer de la stationnarité des résidus issus de l'estimation du modèle, mais aussi de l'ordre d'intégration des séries du modèle. La démarche préconisée²¹ dans la modélisation des séries consiste à :

1. Etude de la stationnarité et détermination de l'ordre d'intégration des séries à utiliser. Dans ce cas les tests de Dickey-Fuller augmentés ont été utilisés à cette fin.
2. Lorsque les séries ne sont pas stationnaires, et sont du même ordre d'intégration, il est nécessaire d'étudier l'existence d'une relation de cointégration entre elles. En général dans un modèle à une variable à expliquer et à k variables explicatives, il peut exister k vecteurs de cointégration linéairement indépendants. Dans les cas étudiés dans ce document, il ne peut donc exister qu'au plus 2 relations de cointégration. Le test de Johansen permet de s'assurer du nombre exact de relations de cointégration existant encore appelé le rang de la cointégration.
3. Si la relation de cointégration est unique (ce qui est fortement possible avec des séries d'ordre 1) la procédure d'estimation du modèle à correction d'erreur (ECM) d'Engle et de Granger en deux étapes est valide :

1^{ère} Etape : Estimation par les MCO de la relation de long terme et calcul des résidus $\text{Ln P/E}^*_t = \alpha + \beta \cdot i_t + \gamma \cdot \pi_t + e_t$.

2^{ème} Etape : Estimation par les MCO du modèle dynamique (court terme) :

$\Delta \text{Ln P/E}^*_t = \mathbf{b} \cdot \Delta i_t + \mathbf{c} \Delta \pi_t + \gamma e_{t-1} + u_t$ Δ étant la différence première de la variable. Le coefficient γ (force de rappel vers l'équilibre) doit être significativement négatif pour que la modélisation ECM soit valide.

4. Si la relation de cointégration n'est pas unique, la méthode Engle-Granger n'est plus valide, il faut faire appel à une méthode beaucoup plus complexe, la représentation vectorielle à correction d'erreur (VECM). (*Adapté de Bourbonnais, R. (2002), Econométrie, Dunod 4^{ème} Edition*)

²¹ Voir Régis Bourbonnais, (2002), Econométrie, Dunod 4^{ème} Edition.

6.2. Résultats de la modélisation : la prévisibilité des marchés d'actions africains.

Le modèle d'actualisation des dividendes a été estimé pour chacun six marchés pour lesquels il est techniquement possible de le faire. Il s'agit du Kenya, de l'Afrique du sud, du Nigeria, du Maroc, du Ghana, et de la Côte d'Ivoire. L'estimation est de qualité inégale selon les pays.

Le tableau suivant présente les résultats :

Tableau n°5: Estimation des équations de long terme et de court terme (probabilité critique entre parenthèses)

Variabes explicatives	Afrique du Sud	Maroc	Kenya	Nigeria	Ghana	Côte d'Ivoire
Equation de long terme						
α	3,24 (0,000)	6,20 (0,000)	2,35 (0,000)	1,80 (0,009)	1,428 (0,136)	0,906 (0,038)
β	-0,073 (0,000)	-0,414 (0,000)	-0,013 (0,088)	0,015 (0,604)	-0,012 (0,570)	0,011 (0,902)
γ	0,065 (0,000)	0,003 (0,844)	0,009 (0,023)	0,019 (0,114)	0,006 (0,435)	0,010 (0,391)
Variable expliquée Retardée					0,523 (0,023)	0,559 (0,003)
R^2	0,69	0,63	0,24	0,12	0,39	0,34
Statistique de Fisher	23,324 (0,000)	18,226 (0,000)	3,360 (0,054)	1,389 (0,271)	4,123 (0,021)	3,727 (0,029)
Dynamique de court terme						
γ (Force de rappel)	-0,479 (0,012)	-0,875 (0,017)	-0,477 (0,024)	-0,224 (0,078)	-1,342 (0,009)	-1,315 (0,014)

6.2.1. Validation des modèles estimés

a) Validation statistique

La variable expliquée est le logarithme du PER. La variance expliquée du PER sur le long terme est relativement élevée. Elle est de 69% pour l'Afrique du Sud où la qualité du modèle est excellente, de 63% pour le Maroc. Un tel chiffre reflète évidemment le fait que l'on s'intéresse au niveau du PER ou, à bénéfices donnés, de l'indice du marché. Mais cette variance expliquée est faible pour le Kenya (24%) surtout

le Nigeria (12%). Dans les cas ghanéen et ivoirien elle est respectivement de 39% et 34%. Il faut noter la présence dans ces deux derniers modèles du retard d'un mois de la variable expliquée. Ce qui a fortement augmenté leur pouvoir explicatif. En ce qui concerne la qualité globale des modèles (test de Fisher), l'estimation pour la bourse des valeurs du Nigeria est de mauvaise qualité. Les coefficients ne sont pas significatifs. Par contre pour toutes les autres places financières, la qualité globale du modèle est acceptable, même si les coefficients de l'inflation et du taux d'intérêt ne sont pas significatifs pour le Ghana et la Côte d'Ivoire.

b)- Validation économétrique

Le modèle à correction d'erreur (ECM) est validé pour l'Afrique du Sud, le Maroc, et le Kenya à cause de la significativité du coefficient négatif et inférieure γ de l'équation de la dynamique. Dans le cas nigérian, ce coefficient est significatif au seuil de 10%. Par contre le modèle à correction d'erreur ne peut être validé dans les cas ghanéen et ivoirien car même si le coefficient γ (force de rappel) est négatif et significativement différent de zéro, sa valeur absolue est supérieure à 1, ce qui conduirait à une explosion, la dynamique de court terme au lieu de ramener vers l'équilibre de long terme en divergerait. Le tableau A18 en annexe, renseigne sur les tests sur les résidus des modèles. En général pour la plupart des places financières, au seuil de 5%, le test de Breush-Godfrey ne permet pas de rejeter l'hypothèse nulle de non corrélation des résidus, le test de White permet aussi d'accepter l'hypothèse nulle d'homoscédasticité. C'est seulement dans le cas nigérian qu'on note une hétéroscédasticité dans les résidus. En dehors de ce cas les résidus issus des modèles sont tous des bruits blancs.

c)- Validation économique

Pour ce qui concerne la validation économique, le signe attendu de variables (Voir tableau n°5) entrant dans le modèle d'actualisation des dividendes est respecté pour les places de Johannesburg, de Nairobi et de Casablanca, il s'agit de l'impact négatif d'une hausse du taux d'intérêt sur le niveau de l'indice du marché, et de l'impact positif d'une hausse de l'inflation sur le niveau de l'indice du marché. De plus selon le modèle théorique une bonne estimation du modèle d'actualisation des dividendes devrait donner $\beta = -\gamma$, ce qui est le cas pour les places de Nairobi et de Johannesburg (voir tableau A19 en annexe).

En définitive, l'existence d'une relation de long terme de type DDM (modèle d'actualisation des dividendes) est validée pour les bourses de valeurs du Kenya, d'Afrique du Sud, et du Maroc. Dans le cas ivoirien, nous avons utilisé la moyenne mensuelle du taux interbancaire au jour le jour dans la modélisation. La qualité de

l'estimation n'est pas améliorée, lorsqu'on utilise plutôt le taux d'escompte de la BCEAO. Il subsiste aussi quelques problèmes dans la spécification du taux d'intérêt adéquat dans les cas kenyan et nigérian surtout. A défaut du taux du marché monétaire ce sont les statistiques de taux prêteurs qui ont été utilisées pour ces deux places.

6.2.2. Interprétation de la relation DDM trouvée sur les marchés d'actions

Pour les places de Johannesburg et de Casablanca, le pouvoir explicatif du modèle reste assez élevé. Il existe donc bien une certaine prévisibilité de ces marchés. Cela donne clairement l'utilité de cette modélisation dans la détermination du PER d'équilibre à taux d'intérêt et taux d'inflation anticipé donné.

Les variables explicatives sont exprimées en pourcentages. Les coefficients (β) du taux d'intérêt et (γ) du taux d'inflation anticipé doivent être multipliés par 100 pour leur interprétation comme des quasi-élasticités. Ainsi, le coefficient du taux d'intérêt (β) signifie qu'une variation à la hausse d'un point du taux d'intérêt entraîne une baisse de 7,3% de l'indice du marché financier en Afrique du Sud, à bénéfices donnés, toutes choses étant égales par ailleurs dans le modèle. Il s'agit ici du taux du marché monétaire appliqué à Johannesburg. De même une variation d'un point du taux d'intérêt entraîne une baisse de 41,4% de l'indice du marché de Casablanca, à bénéfices donnés, toutes choses étant égales par ailleurs dans le modèle. Ceci peut paraître énorme, mais c'est à la mesure de l'évolution du taux du marché monétaire au Maroc. En effet le taux d'intérêt a faiblement varié au Maroc sur la période d'étude et cette remarquable stabilité est devenue une caractéristique du marché de Casablanca. Il est donc normal qu'une hausse significative du niveau des taux d'intérêt porte un coup aussi crucial au niveau de l'indice du marché marocain. Pour le Kenya, où les coefficients ne sont significatifs qu'au seuil de 10%, la baisse causée par une hausse d'un point du taux d'intérêt, serait de 1,3%.

Parallèlement, une hausse d'un point du niveau d'inflation (γ) génèrera une augmentation du niveau de l'indice de 6,5% pour la place de Johannesburg et de 0,9% pour la place de Nairobi. Ceci confirme l'augmentation des cours des actions en présence de faibles tensions inflationnistes notés dans les travaux de Bourguignon, Conxicœur, et Séquier (1994).

Le coefficient γ (force de rappel) rend compte de l'évolution de la dynamique de court terme. Il est de $-0,479$ pour l'Afrique du Sud, soit 48%, ce qui veut dire qu'un choc sur l'équilibre de long terme au niveau de cette place financière sera absorbé à raison de 48% par mois. Le choc est égal à la différence entre le PER d'équilibre calculée d'après

l'équation de long terme et le PER de la place financière pour le même mois. En somme, cette perturbation au niveau l'équilibre de long terme est presque entièrement absorbée au bout de deux mois. Les chocs sur la prévisibilité du marché sud-africain n'ont pas une longue durée. C'est pratiquement le cas du Kenya avec une force de rappel de l'ordre $-0,477$, soit 48%. Pour le marché de valeurs marocain le coefficient est égal à $-0,875$ c'est à dire 87%. Une perturbation de l'équilibre de long terme estimé par la relation DDM est absorbée à 87% par mois. Elle sera donc complètement absorbée en un mois et quelques jours. Les chocs ou perturbations sont plus vite absorbées au niveau de la place de Casablanca, qu'au niveau de la place sud-africaine. On note ainsi une persistance des chocs sur cette dernière place ; ce qui est normal car le niveau élevé de développement et de liquidité de ce marché prête plus à des comportements spéculatifs. Cependant il ne s'agit pas d'une mise en évidence de bulles spéculatives significatives.

En conclusion, une certaine prévisibilité de l'évolution à moyen terme des marchés émergents africains semble donc exister. Elle peut reposer sur des modèles relativement robustes et solidement fondés du point de vue de la théorie (Afrique du Sud, et Maroc dans l'analyse précédente), ou sur des relations beaucoup plus lâches (Kenya et surtout Nigeria). La modélisation économétrique permet cependant dans la plupart des cas d'identifier une certaine stationnarité de l'évolution à moyen terme des marchés autour d'un PER d'équilibre. Ces propriétés devraient être mises à profit dans le cadre d'une gestion quantitative et active d'un portefeuille de marchés émergents africains.

CONCLUSION ET RECOMMANDATIONS

Les investissements de portefeuille dans les marchés émergents asiatiques ont connu un engouement spectaculaire. Cet engouement est sans commune mesure avec celui que l'on peut observer pour des marchés africains même émergents. L'analyse des performances des marchés d'action africains, traité dans ce document, a montré que les marchés émergents africains ont une capitalisation qui n'est pas en général assez éloignée de celle des marchés émergents asiatiques. Même si ces bourses bénéficient en général d'une plus faible liquidité comparativement à leurs homologues asiatiques, leur volatilité à l'image de celle des bourses asiatiques tourne autour de 1% en période calme. Il n'existe donc pas de spécificités particulières des bourses de valeurs étudiées dans ce document. Toutefois, il n'a pas été possible de valider l'existence d'une asymétrie dans la volatilité des rendements. Les rendements boursiers ne paraissent pas non plus sensibles à un indicateur de risque, les effets ARCH-in-Mean n'étant pas significatifs pour les 5 marchés de valeurs. Les marchés sont plus ou moins prévisibles. Un approfondissement dans la connaissance des mécanismes financiers non seulement des pays considérés ici, mais également des pays qui ont un projet de développement de marchés financiers, est nécessaire pour compléter cette analyse. Cependant à la lumière des résultats de cette étude, l'urgence d'une dynamisation de la BRVM, qui est largement pénalisée par son faible niveau de transactions, est particulièrement démontrée.

A l'issue de l'analyse, nous recommandons aux gestionnaires de portefeuilles une plus grande intervention sur les marchés de valeurs africains. En effet, la tentation est grande de voir les marchés émergents en général ou les marchés de valeurs africains en particulier, comme des investissements à rendement potentiellement élevé mais très risqués par rapport aux marchés développés. Les travaux résumés dans ce document montrent que ce n'est pas nécessairement le cas. En premier lieu, une gestion rationnelle du risque sur les marchés africains permet d'utiliser la décorrélation naturelle de ces marchés, et par le jeu de la diversification, d'aboutir à des portefeuilles dont la volatilité est comparable à celle des pays asiatiques ou développés et qui suivent de façon satisfaisante les performances des divers indices agrégés disponibles. L'analyse de l'adéquation entre la variation des cours des titres et leur valeur théorique fondamentale montre que pour certaines bourses de valeurs africaines, il est possible de dépasser la

simple gestion passive des risques en utilisant des facteurs de prévisibilité de marchés. Des modèles économétriques relativement simples permettent ainsi de juger du degré de cherté d'une place financière. Les phénomènes mis en évidence ont des propriétés de stationnarité et de retour à la moyenne, relevant de la dynamique de court terme, qui en font des outils de gestion active. Les limites de ces outils incombent surtout au fait que les marchés de valeur étudiés n'ont pas encore atteint la liquidité internationale nécessaire à leur pleine efficacité.

CESAG - BIBLIOTHEQUE

BIBLIOGRAPHIE

- 1- Alami, A. et E. Renault, (2001), " Risque de modèle de volatilité", *Série scientifique, CIRANO 2001s-06*, Montréal.
- 2- Avouyi-Dovi, S. et E. Jondeau (1997), " Effets volume, volatilité et transmissions internationales sur les marchés boursiers dans le G5", *Notes d'Etudes et de Recherches n°42*, Banque de France.
- 3- Avouyi-Dovi, S. et E. Jondeau (1999), "la modélisation de la volatilité des bourses asiatiques", *Notes d'Etudes et de Recherches n° 58*, Banque de France.
- 4- Banque Africaine de Développement (2001), *Rapport sur le Développement en Afrique : Renforcement de la bonne gouvernance en Afrique*, Edition Economica.
- 5- Banque Mondiale (2001), *Rapport sur le Développement dans le monde 2000/2001 : Combattre la pauvreté*, Manuel.
- 6- Barry, c., M. Rodriguez et J. Peavy (1999), "Emerging Stocks Markets : Risks, Returns and Performance" in the *Journal of Finance*.
- 7- Bollerslev, T., R. Chou, N. Jayaraman, et K. Kroner (1991), "les modèles ARCH en Finance : un point sur la théorie et les résultats empiriques", *Annales d'Economie et de Statistique n° 24*, pp. 1-60.
- 8- Bollerslev, T. et J. M. Wooldridge (1992) " Quasi-Maximum likelihood Estimation and Inference in Dynamics Models with time varying covariances", miméo, *Department of Economics*, MIT.
- 9- Bourbonnais, R. (2002), *Econométrie, Dunod 4^{ème} Edition*.
- 10- Bourguignon, F., P. Conxicœur, et P. Séquier (1994), " Marchés émergents d'actions : Prévisibilité et incertitude" *Revue d'Economie Financière n° 30*, pp. 85-116.
- 11- Bry, X. (1995), *Analyses Factorielles Simples, Economica, Livre de Poche*.
- 12- Dailami, M. et N. Ul Haque (1998), "What Macroeconomics Policies are « sounds » ?" *South Asia Beyond 2000 Conference paper*, Colombo, Sri Lanka.
- 13- De Boissieu, C. (1994), "Problématique des marchés de capitaux émergents", *Revue d'Economie Financière n°29*.
- 14- Dossou, A.. "Comment prévoir le taux de change parallèle du naira par rapport au FCFA ?" *Document non publié*.
- 15- FMI (2001), "Impact de la correction mondiale des valeurs technologiques sur l'économie réelle" *Perspectives de l'Economie Mondiale*.

- 16- Gouriéroux, C. et al. "Intégration des marchés émergents et la modélisation des rendements des actifs risqués : une étude appliquée à la Bourse des Valeurs de Casablanca" *Econométrie Appliquée*, Economica.
- 17- IDE Banque Mondiale (1997), Développement des marchés de valeurs mobilières : Guide pour les décideurs, Manuel, PP. 1-18.
- 18- IFC (1998), Emerging Stocks Markets Factbook, *Manuel Banque Mondiale*.
- 19- IFC (1999), Emerging Stocks Markets Factbook, *Manuel Banque Mondiale*.
- 20- Jacquillat, B. et B. Solnik (2001), Gestion de portefeuille et des risques *Dunod 3^{ème} Edition*
- 21- Johnston, J. et DiNardo (1997), Méthodes économétriques *Economica 4^{ème} Edition*
- 22- Jura, M. (1999), Techniques financières internationales, *Dunod Manuel*.
- 23- Manganelli, S. (2002), "Duration, Volume and volatility impact of trades" *European Central Bank Working paper n° 125*.
- 24- Mecagni, M. et M. Shawky (1999), "The Egyptian Stock market : Efficiency test and volatility effects" *IMF Working paper wp/99/48*, Middle Eastern Department.
- 25- Peyrard, J. (1996), La Bourse, *Vuibert 7^{ème} Edition*
- 26- Peyrard, J. et M. (2001), Dictionnaire de Finance, *Vuibert 2^{ème} Edition*.
- 27- PNUD (2001), Rapport Mondial sur le Développement humain *manuel*.
- 28- Thomas, S. (1995), "Heteroskedasticity models on the Bombay Stock Exchange" *Economics Department, University of Southern california, Los Angeles*.

CONTENU DES ANNEXES

<u>TABLEAU A1</u> : LISTE DES VARIABLES UTILISEES DANS L'ANALYSE EN COMPOSANTES PRINCIPALES	III
<u>TABLEAU A2</u> : LISTE DES 31 PAYS AFRICAINS ETUDIES DANS L'ANALYSE EN COMPOSANTES PRINCIPALES	IV
<u>TABLEAU A3</u> : HISTOGRAMME DES VALEURS PROPRES DE L'ACP DES VARIABLES DE SITUATION FINANCIERE ECONOMIQUE DES PAYS AFRICAINS (TXCAPITA EST EN SUPPLEMENTAIRE)	IV
<u>TABLEAU A4</u> : MATRICE DE CORRELATION DE L'ACP DES VARIABLES DE SITUATION FINANCIERE ECONOMIQUE DES PAYS AFRICAINS (TXCAPITA EST EN SUPPLEMENTAIRE)	V
<u>TABLEAU A5</u> : EVOLUTION DE LA CAPITALISATION GLOBALE DES ENTREPRISES DOMESTIQUES DES PRINCIPALES BOURSES DE VALEURS AFRICAINES (MILLIONS USD)	VI
<u>TABLEAU A6</u> : EVOLUTION DU TURNOVER RATIO DES ENTREPRISES DOMESTIQUES DES PRINCIPALES BOURSES DE VALEURS AFRICAINES.....	VI
<u>GRAPHIQUE A1</u> : EVOLUTION DES INDICE BOURSIERS DES DIFFERENTES PLACES FINANCIERES DE 01 JUIN 2000 AU 31 MAI 2002	VII
<u>TABLEAU A7</u> : STATISTIQUES DESCRIPTIVES DES RENDEMENTS BOURSIERS.....	VIII
<u>TABLEAU A8</u> : ESTIMATION DU MODELE AVEC VOLATILITE CONSTANTE (EQUATION 3)	IX
<u>TABLEAU A9</u> : ESTIMATION DU MODELE GARCH (EQUATION 3 ET 4).....	X
<u>TABLEAU A10</u> : COMPARAISON DE LA PRISE EN COMPTE DE L'EFFET D'ASYMETRIE PAR LES DIFFERENTS MODELES.	XI
<u>TABLEAU A11</u> : ESTIMATION DU MODELE GJR AVEC ROBUSTESSE DES ECARTS-TYPES (BOLLERSLEV ET WOOLDRIGDE) (EQUATION 3 ET 9).....	XII
<u>TABLEAU A12</u> : ESTIMATION DU MODELE GARCH AVEC ROBUSTESSE DES ECARTS-TYPES (BOLLERSLEV ET WOOLDRIGDE) (EQUATION 3 ET 4).....	XIII
<u>TABLEAU A13</u> : CARACTERISTIQUES DU MODELE GARCH SYMETRIQUE AVEC EFFET ARCH-IN-MEAN ESTIME AVEC ROBUSTESSE DES ECARTS-TYPES (BOLLERSLEV ET WOOLDRIGDE) EQUATION (11 ET12).....	XIV
<u>GRAPHIQUE A2</u> : EVOLUTION DE LA VOLATILITE DES DIFFERENTES PLACES FINANCIERES SUR LA PERIODE D'ETUDE (01 JUIN 2000 AU 31 MAI 2002).....	XV
<u>TABLEAU A14</u> : CORRELATION ENTRE LES RENDEMENTS QUOTIDIENS	XVI
<u>TABLEAU A15</u> : CORRELATIONS ENTRE LES VOLATILITES ESTIMEES (MODELE GARCH ROBUSTE)	XVI

TABLEAU A16: RESULTATS DE L'ANALYSE DE LA STATIONNARITE XVII

TABLEAU A17: RESULTATS DE L'ANALYSE DE LA COINTEGRATION AU NIVEAU DES PLACES FINANCIERES OU LES VARIABLES ONT LE MEME ORDRE D'INTEGRATION XVIII

TABLEAU A18: VALIDATION ECONOMETRIQUE DU MODELE A CORRECTION D'ERREURXIX

TABLEAU A19: TEST DE $\beta = -Y$ POUR LES PLACES FINANCIERES D'AFRIQUE DU SUD, DU KENYA ET DU MAROCXIX

CESAG - BIBLIOTHEQUE

Tableau A1: Liste des Variables utilisées dans l'Analyse en Composantes Principales

NOMS DE VARIABLES	DESCRIPTION
PNBPARHAB	PNB par tête en USD en 1999
CROIPB	Taux de croissance annuel moyen du PIB sur la période 1990-1999
CRINVEST	Taux de croissance annuel moyen de l'investissement intérieur brut sur la période 1990-1999
TXCAPITA	Taux de capitalisation : rapport capitalisation boursière sur PIB en 1999
MARGINTE	Marge d'intérêt (différence entre le taux prêteur et le taux de rémunération des dépôts) en point de pourcentage en 1999
CREDINTPIB	Crédit intérieur du secteur bancaire en pourcentage du PIB en 1999
NOTRISQUE	Notation de risque pays de l'Agence Credit Institutional Investor de mars 2000
CAPPRIVEPIB	Flux nets de capitaux privés en pourcentage du PIB de 1998
IDEPIB	Investissement direct étranger en pourcentage du PIB de 1998
SAVINGPIB	Epargne intérieure brute en pourcentage du PIB de 1999
LENDRATE	Taux d'intérêt prêteur moyen appliqué par le secteur bancaire en 1999
INFLATION	Taux d'inflation en 1999
INVRUTPIB	Investissement intérieur brut en pourcentage du PIB en 1998

Tableau A2: Liste des 31 pays africains étudiés dans l'Analyse en Composantes Principales

N°	NOM DU PAYS	N°	NOM DU PAYS
1	Afrique du Sud	17	Maroc
2	Algérie	18	Mauritanie
3	Bénin	19	Namibie
4	Botswana	20	Niger
5	Burkina Faso	21	Nigéria
6	Cameroun	22	Ouganda
7	Congo	23	RCA
8	Côte d'Ivoire	24	Sénégal
9	Egypte	25	Sierra Leone
10	Ethiopie	26	Tanzanie
11	Ghana	27	Tchad
12	Guinée	28	Togo
13	Kenya	29	Tunisie
14	Madagascar	30	Zambie
15	Malawi	31	Zimbabwe
16	Mali		

Tableau A3: Histogramme des valeurs propres de l'ACP des variables de situation financière économique des pays africains (TXCAPITA est en supplémentaire)

NUMERO	VALEUR PROPRE	POURCENT.	POURCENT. CUMULE	
1	3.6321	30.27	30.27	*****
2	1.9393	16.16	46.43	*****
3	1.7599	14.67	61.09	*****
4	1.2188	10.16	71.25	*****
5	1.0993	9.16	80.41	*****
6	0.9497	7.91	88.33	*****
7	0.5567	4.64	92.97	*****
8	0.3908	3.26	96.22	*****
9	0.1953	1.63	97.85	*****
10	0.1724	1.44	99.29	****
11	0.0544	0.45	99.74	**
12	0.0312	0.26	100.00	*

Le décrochement entre les troisième et quatrième axes justifie le fait que nous ayons retenu les trois premier axes pour expliquer la variance du tableau des données.

Tableau A4: Matrice de corrélation de l'ACP des variables de situation financière économique des pays africains (TXCAPITA est en supplémentaire)

	PNBPARHAB	CROIPB	CRINVEST	MARGINTER	CREDINTPIB	NOTRISQUE
PNBPARHAB	1	0,109154	-0,093741	-0,48794	0,111095	0,854633
CROIPB	0,109154	1	0,449438	-0,36078	-0,213807	0,334697
CRINVEST	-0,093741	0,449438	1	-0,290506	0,144162	-0,021515
MARGINTER	-0,48794	-0,36078	-0,290506	1	-0,127819	-0,450413
CREDINTPIB	0,111095	-0,213807	0,144162	-0,127819	1	0,237338
NOTRISQUE	0,854633	0,334697	-0,021515	-0,450413	0,237338	1
CAPPRIVEPIB	0,1419	0,269914	0,119786	0,030329	0,023538	0,29806
IDEPIB	0,140117	0,249093	0,317633	0,073283	-0,026712	0,253832
SAVINGPIB	0,404997	0,028875	0,06879	-0,261309	0,106853	0,219988
LENDRATE	-0,250513	-0,175754	-0,344627	0,714539	-0,001373	-0,182877
INFLATION	-0,113281	-0,245772	-0,436909	0,384778	0,03095	-0,112632
INVBRUTPIB	0,285951	0,266324	0,14243	-0,359883	0,07497	0,250078
	CAPPRIVEPIB	IDEPIB	SAVINGPIB	LENDRATE	INFLATION	INVBRUTPIB
PNBPARHAB	0,1419	0,140117	0,404997	-0,250513	-0,113281	0,285951
CROIPB	0,269914	0,249093	0,028875	-0,175754	-0,245772	0,266324
CRINVEST	0,119786	0,317633	0,06879	-0,344627	-0,436909	0,14243
MARGINTER	0,030329	0,073283	-0,261309	0,714539	0,384778	-0,359883
CREDINTPIB	0,023538	-0,026712	0,106853	-0,001373	0,03095	0,07497
NOTRISQUE	0,29806	0,253832	0,219988	-0,182877	-0,112632	0,250078
CAPPRIVEPIB	1	0,623343	-0,115091	-0,203406	-0,278116	0,008801
IDEPIB	0,623343	1	0,077206	-0,034772	-0,023684	-0,003139
SAVINGPIB	-0,115091	0,077206	1	-0,203255	-0,109421	0,716478
LENDRATE	-0,203406	-0,034772	-0,203255	1	0,826432	-0,273736
INFLATION	-0,278116	-0,023684	-0,109421	0,826432	1	-0,252019
INVBRUTPIB	0,008801	-0,003139	0,716478	-0,273736	-0,252019	1

Les niveaux élevés de corrélation entre certaines variables expliquent les paquets de corrélation que l'on retrouve sur les plans factoriels (1,2) et (1,3).

Tableau A5: Evolution de la capitalisation globale des entreprises domestiques des principales bourses de valeurs africaines (millions USD)

BOURSES	Fin 2001	Fin 2000	Variation
Afrique du Sud	84343,4764	131321,004	-35,77%
Egypte	24537,2678	31100,7712	-21,10%
Maroc	9092,56639	10875,7929	-16,40%
Zimbabwe	6507,9531	2184,04719	197,98%
Nigeria	5521,6667	3944,04764	40,00%
Tunisie	2444,77612	2902,23881	-15,76%
BRVM	1164,65234	1185,24779	-1,74%
Kenya	1045,28496	1257,03065	-16,84%
Maurice	973,024793	1234,43566	-21,18%
Botswana	908,504461	977,611467	-7,07%
Ghana	527,571297	502,410918	5,01%
Namibie	150,479366	311,228534	-51,65%

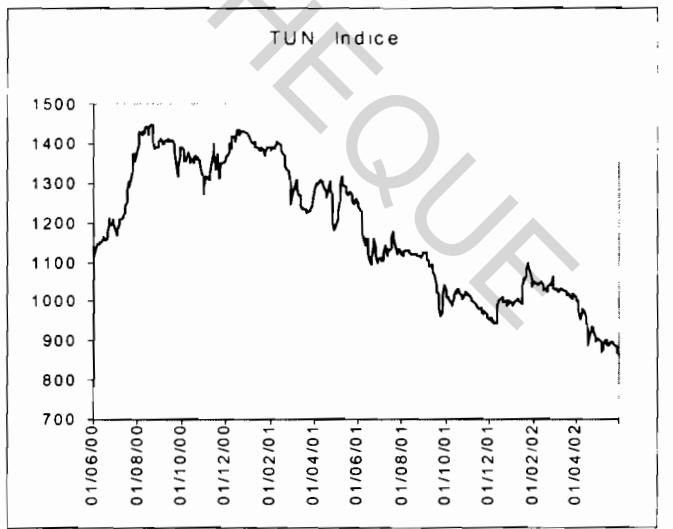
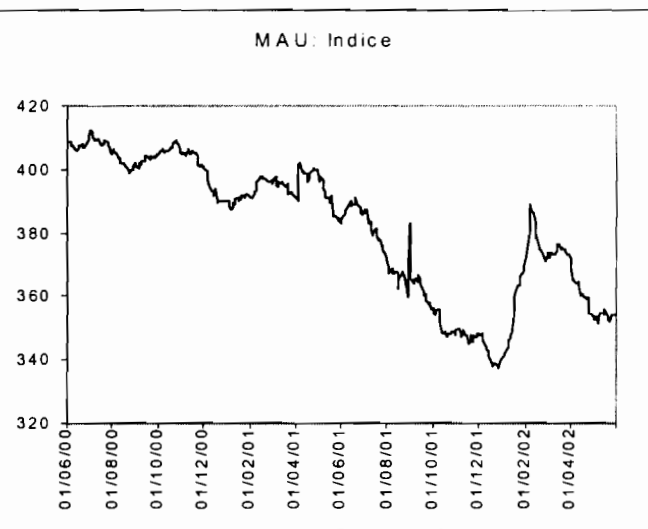
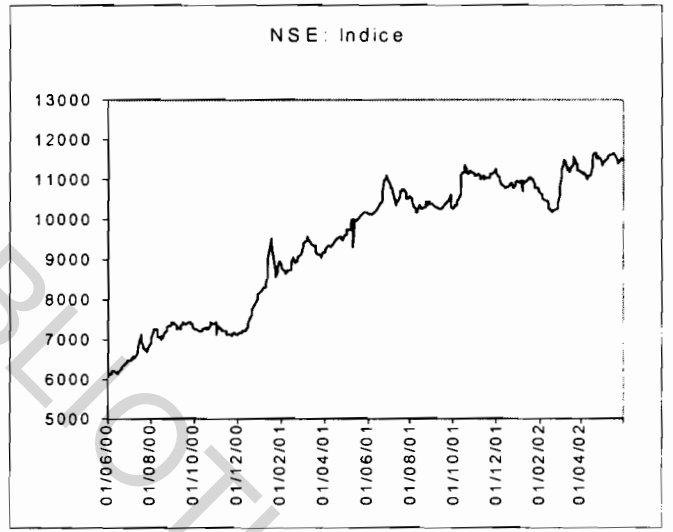
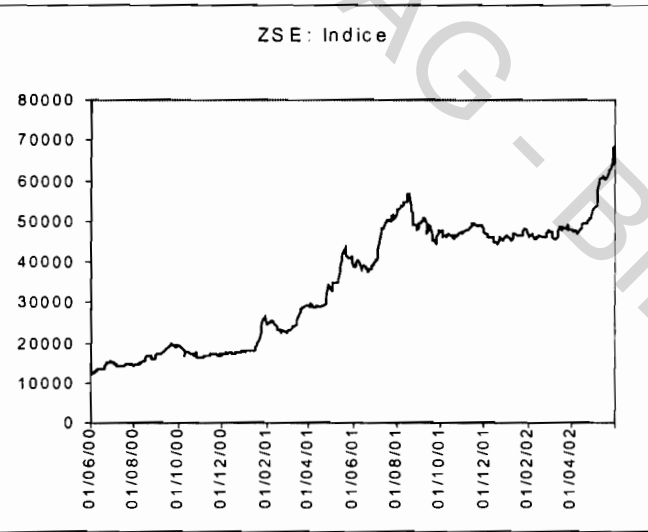
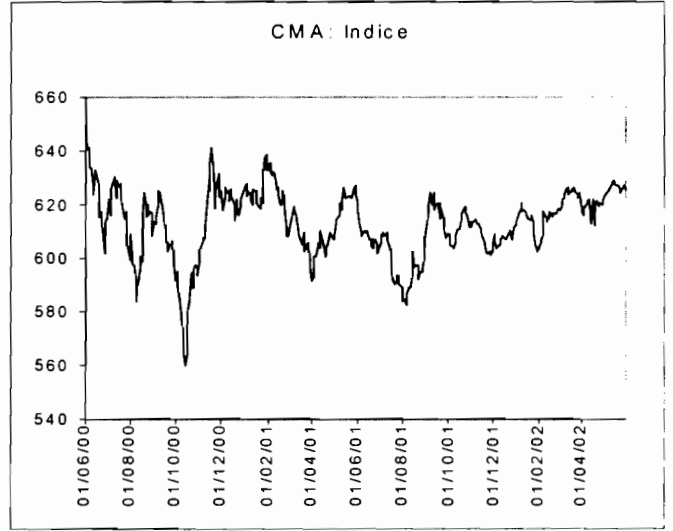
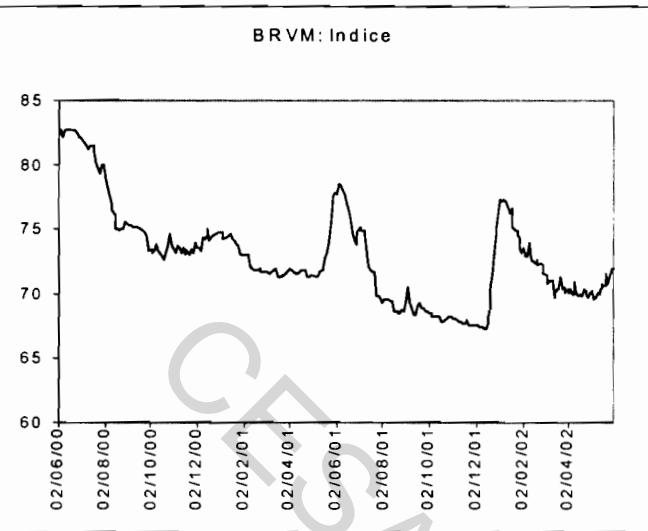
Source : FIBV

Tableau A6: Evolution du Turnover Ratio des entreprises domestiques des principales bourses de valeurs africaines

BOURSES	Fin 2001	Fin 2000
Afrique du Sud	0,583	0,586
Tunisie	0,367	0,467
Zimbabwe	0,236	0,103
Egypte	0,204	0,421
Maroc	0,191	0,290
Maurice	0,108	0,060
Namibie	0,034	0,063
Kenya	0,032	0,030
Ghana	0,024	0,014
BRVM	0,007	0,028
Botswana	NA	NA
Nigeria	NA	NA

Source : Données de la FIBV

Graphique A1: Evolution des indice boursiers des différentes places financières de 01 Juin 2000 au 31 Mai 2002



Source : Données Historiques Reuters

Tableau A7: Statistiques descriptives des rendements boursiers

Le tableau présente les principales statistiques décrivant les séries de rendement : μ est la moyenne et σ est l'écart-type du rendement. SK et EK sont la skewness et l'excès de kurtosis de la distribution empirique ; sous l'hypothèse de nullité (normalité de la distribution) les statistiques $T(\text{SK})^2/6$ et $T(\text{EK})^2/24$ suivent approximativement un χ^2 à 1 degré de liberté. LB(20) est la statistique de Ljung-Box associée au test de nullité jointe des 20 premières autocorrélations des rendements ; LB_c est la statistique de Ljung-Box corrigée pour hétéroscédasticité associée au test de nullité jointe des 20 premières autocorrélations des rendements ; LB_2 est la statistique de Ljung-Box associée au test de nullité jointe des 20 premières autocorrélations des carrés rendements²². Sous leurs hypothèses nulles respectives, ces trois statistiques suivent un χ^2 à p=20 degrés de liberté. Les probabilités critiques sont entre parenthèses.

	MAU	CMA	NSE	BRVM	TUN	ZSE
$\mu(\times 100)$	-0,030	-0,007	0,145	-0,042	-0,051	0,346
Maximum	4,408	1,892	7,063	3,097	3,618	9,847
Minimum	-4,640	-1,605	-7,232	-3,848	-4,532	-7,558
σ	0,473	0,577	1,051	0,680	1,102	1,792
SK	0,123 (0,267)	0,297 (0,009)	-0,149 (0,205)	-0,096 (0,476)	0,076 (0,494)	0,010 (0,927)
EK	36,500 (0,000)	0,528 (0,000)	10,707 (0,000)	5,697 (0,000)	0,848 (0,000)	5,207 (0,000)
Jarque-Bera	27145,390 (0,000)	12,350 (0,002)	2084,401 (0,000)	449,474 (0,000)	15,174 (0,000)	561,393 (0,000)
Test de racine unitaire de PP	-22,726	-19,073	-18,367	-15,714	-15,613	-16,570
LB(20)	31,638 (0,047)	23,458 (0,256)	39,583 (0,006)	66,584 (0,000)	71,604 (0,000)	83,948 (0,000)
LB_c (20)	19,622 (0,482)	2,695 (0,999)	19,925 (0,463)	23,998 (0,242)	6,044 (0,999)	23,043 (0,287)
LB_2 (20)	115,467 (0,000)	203,186 (0,000)	101,967 (0,000)	35,640 (0,017)	153,944 (0,000)	48,301 (0,000)
Observations	489	469	436	332	491	497

²² La statistique de Ljung-Box est définie par : $LB(p) = T(T + 2) \sum_{k=1}^p \frac{\rho(k)^2}{T - k}$ où $\rho(k)$ est la corrélation

d'ordre k de la série et T le nombre d'observations. Diebold (1988) a proposé une statistique de Ljung-Box corrigée, dont les propriétés sont robustes à la présence d'hétéroscédasticité. Cette statistique s'écrit sous la

forme : $LB_c(p) = T(T + 2) \sum_{k=1}^p \frac{\rho(k)^2}{(T - k)(1 + T\delta(k)^2)}$ où $\delta(k)$ est la corrélation d'ordre k des carrés de la

série. La statistique de Ljung-Box pour le carré de la série s'écrit : $LB_2(p) = T(T + 2) \sum_{k=1}^p \frac{\delta(k)^2}{T - k}$.

Tableau A8: Estimation du modèle avec volatilité constante (Equation 3)

Les probabilités critiques sont indiquées entre parenthèses. AR(p) est le coefficient d'ordre p du processus autorégressif²³. MA(q) est coefficient d'ordre q du processus moyenne mobile²⁴. DUM_{11/09/01} est la variable indicatrice de l'effet du 11/09/01. LB est la statistique de Ljung-Box associée au test de nullité jointe des 20 premières autocorrélations des résidus ; LB_c est la statistique de Ljung-Box corrigée pour hétéroscédasticité associée au test de nullité jointe des 20 premières autocorrélations des résidus ; LB₂ est la statistique de Ljung-Box associé au test de nullité jointe des 20 premières autocorrélations des carrés des résidus. Sous leurs hypothèses nulles respectives, ces trois statistiques suivent un χ^2 à p=20 degrés de liberté. T(β_i), i = 1, 2, 3, et ξ sont les statistiques de test associées aux différentes hypothèses nulles de symétries proposées par Engle et Ng (1993) (équations (5) à (8)). AIC le critère d'Akaike, et Ln L est la log-vraisemblance du modèle.

	MAU	CMA	NSE	BRVM	TUN	ZSE
AR(1)		-0,511 (0,009)	0,944 (0,000)	0,187 (0,000)	0,304 (0,000)	0,331 (0,000)
AR(2)	0,721 (0,000)		-0,499 (0,000)	-0,664 (0,000)		
AR(3)				0,633 (0,000)	-0,182 (0,000)	
Σ AR				0,156		
MA(1)		0,640 (0,000)	-0,839 (0,000)			
MA(2)	-0,631 (0,003)		0,596 (0,000)	0,769 (0,000)		
MA(3)				-0,385 (0,000)		
DUM _{11/09/01}	--	--	--	--	-1,283 (0,009)	-2,018 (0,032)
Σ MA				0,384		
LB(20)	20,047 (0,330)	13,709 (0,748)	10,752 (0,825)	16,823 (0,330)	12,481 (0,821)	20,005 (0,394)
LB _c (20)	13,103 (0,873)	2,528 (0,998)	9,545 (0,976)	9,456 (0,977)	8,762 (0,985)	12,795 (0,886)
LB ₂ (20)	120,514 (0,000)	170,293 (0,000)	93,869 (0,000)	21,913 (0,345)	68,309 (0,000)	47,791 (0,000)
AIC	1,339	1,715	2,905	1,987	2,897	3,922
Ln L	-323,972	-399,383	-626,456	-321,800	-703,823	-970,5922

²³ Un processus autorégressif d'ordre p s'écrit : $r_t = \sum_{i=1}^p \theta_i r_{t-i} + \varepsilon_t$

²⁴ un processus de moyenne mobile d'ordre q s'écrit : $r_t = \varepsilon_t - \sum_{j=1}^q \phi_j \varepsilon_{t-j}$

Tableau A9: Estimation du modèle GARCH (Equation 3 et 4)

Les probabilités critiques sont indiquées entre parenthèses. AR(p) est le coefficient d'ordre p du processus autorégressif. MA(q) est coefficient d'ordre q du processus moyenne mobile. $DUM_{11/09/01}$ est la variable indicatrice de l'effet du 11/09/01. LB est la statistique de Ljung-Box associée au test de nullité jointe des 20 premières autocorrélations des résidus ; LB_c est la statistique de Ljung-Box corrigée pour hétéroscédasticité associée au test de nullité jointe des 20 premières autocorrélations des résidus ; LB_2 est la statistique de Ljung-Box associé au test de nullité jointe des 20 premières autocorrélations des carrés des résidus. Sous leurs hypothèses nulles respectives, ces trois statistiques suivent un χ^2 à p=20 degrés de liberté. $T(\beta_i)$, $i = 1, 2, 3$, et ξ sont les statistiques de test associées aux différentes hypothèses nulles de symétries proposées par Engle et Ng (1993) (équations (5) à (8)). AIC le critère d'Akaike, et Ln L est la log-vraisemblance du modèle.

	MAU	CMA	NSE	BRVM	TUN	ZSE
AR(1)		0,145 (0,004)	0,551 (0,000)		0,252 (0,000)	0,331 (0,000)
AR(2)	0,664 (0,000)			-0,736 (0,000)		
AR(3)				0,445 (0,000)	-0,127 (0,001)	
MA(1)			-0,211 (0,119)			
MA(2)	-0,579 (0,000)			0,765 (0,000)		
MA(3)				-0,377 (0,000)		
$DUM_{11/09/01}$	--	--	--	--	-1,194 (0,002)	-1,739 (0,000)
α_0 (x100)	0,092 (0,000)	0,018 (0,008)	0,242 (0,000)	0,018 (0,000)	0,263 (0,000)	0,237 (0,000)
α	0,489 (0,000)	0,211 (0,000)	0,424 (0,000)	0,184 (0,000)	0,460 (0,000)	0,298 (0,000)
β	0,053 (0,381)	0,740 (0,000)	0,403 (0,000)	0,805 (0,000)	0,325 (0,000)	0,679 (0,000)
$\alpha + \beta$ (si significatif)		0,951	0,827	0,989	0,785	0,977
LB(20)	16,594 (0,551)	13,308 (0,822)	18,218 (0,441)	31,191 (0,013)	19,079 (0,387)	16,687 (0,611)
LB_c (20)	11,092 (0,944)	10,568 (0,957)	13,350 (0,862)	23,079 (0,285)	16,541 (0,683)	11,584 (0,930)
LB_2 (20)	10,003 (0,968)	15,453 (0,750)	12,526 (0,897)	14,921 (0,781)	12,517 (0,897)	18,768 (0,537)
$t(\beta_1)$	0,033	2,118	0,549	--	1,244	-0,940
$t(\beta_2)$	0,793	-1,278	-0,014	--	0,128	0,360
$t(\beta_3)$	1,071	-1,545	-0,757	--	-0,174	1,225
ξ	2,261	4,601	0,714	--	3,475	1,682
AIC	0,901	1,528	2,623	1,878	2,708	3,745
Ln L	-214,514	-353,750	-565,499	-301,933	-654,662	-923,752

Tableau A10: Comparaison de la prise en compte de l'effet d'asymétrie par les différents modèles.

Les probabilités critiques sont indiquées entre parenthèses. LB est la statistique de Ljung-Box associée au test de nullité jointe des 20 premières autocorrélations des résidus ; sous son hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation LB suit un χ^2 à $p=20$ degrés de liberté. Le degré d'asymétrie relative est égale à : $(\alpha+\gamma)/\alpha$. ξ est la statistique du test de symétrie (Equation (8)). Le test²⁵ de Jarque-Bera permet de tester la normalité des résidus. AIC le critère d'Akaike, et Ln L est la log-vraisemblance du modèle.

	MAU	CMA	NSE	TUN	ZSE
GARCH					
ξ	2,261	4,601	0,714	3,475	1,682
LB(20)	16,594 (0,551)	13,308 (0,822)	18,218 (0,441)	19,079 (0,387)	16,687 (0,611)
Jarque-Bera test	4558,613 (0,000)	37,369 (0,000)	1388,128 (0,000)	19,356 (0,000)	431,835 (0,000)
AIC	0,901	1,528	2,623	2,708	3,745
Ln L	-214,514	-353,750	-565,499	-654,662	-923,752
GJR					
Degré asym. Relat.	0,080	1,312	0,298	1,145	0,444
ξ	1,365	3,593	2,659	3,414	0,818
LB(20)	20,244 (0,319)	13,676 (0,802)	18,417 (0,429)	18,932 (0,396)	16,402 (0,630)
Jarque-Bera test	4233,552 (0,000)	39,113 (0,000)	777,929 (0,000)	19,349 (0,000)	369,703 (0,000)
AIC	0,863	1,532	2,599	2,711	3,730
Ln L	-204,105	-353,408	-559,327	-654,554	-919,180
EGARCH					
Degré asym. Relat.	0,481	1,222	0,696	1,013	0,639
ξ	2,607	3,289	1,442	1,290	0,657
LB(20)	20,353 (0,313)	13,191 (0,829)	21,721 (0,298)	17,845 (0,466)	17,277 (0,571)
Jarque-Bera test	4191,227 (0,000)	46,431 (0,000)	749,117 (0,000)	14,516 (0,001)	396,496 (0,000)
AIC	0,902	1,528	2,582	2,699	3,732
Ln L	-213,644	-352,653	-556,542	-651,671	-919,621

²⁵ En notant $\beta_1^{1/2}$, le coefficient d'asymétrie et par β_2 celui du Kurtosis, la statistique du test de Jarque-Bera est :

$$s = \frac{n}{6}\beta_1 + \frac{n}{24}(\beta_2 - 3)^2$$
, sous l'hypothèse nulle de normalité des résidus s suit une loi de χ^2 à 2 degrés de liberté.

Tableau A11: Estimation du modèle GJR avec robustesse des écarts-types (Bollerslev et Wooldridge) (Equation 3 et 9)

Les probabilités critiques sont indiquées entre parenthèses. AR(p) est le coefficient d'ordre p du processus autorégressif. MA(q) est coefficient d'ordre q du processus moyenne mobile. $DUM_{11/09/01}$ est la variable indicatrice de l'effet du 11/09/01. LB_c est la statistique de Ljung-Box corrigée pour hétéroscédasticité associée au test de nullité jointe des 20 premières autocorrélations des résidus ; LB_2 est la statistique de Ljung-Box associé au test de nullité jointe des 20 premières autocorrélations des carrés des résidus. Sous leurs hypothèses nulles respectives, ces deux statistiques suivent un χ^2 à p=20 degrés de liberté. Le degré d'asymétrie relative est égale à : $(\alpha+\gamma)/\alpha$. $t(\beta_i)$, $i = 1, 2, 3$, et ξ sont les statistiques de test associées aux différentes hypothèses nulles de symétries proposées par Engle et Ng (1993) (équations (5) à (8)). AIC le critère d'Akaike, et Ln L est la log-vraisemblance du modèle.

	MAU	CMA	NSE	TUN	ZSE
AR(1)		0,146 (0,002)	0,540 (0,000)	0,252 (0,000)	0,336 (0,000)
AR(2)	0,649 (0,053)				
AR(3)				-0,126 (0,002)	
MA(1)			-0,259 (0,109)		
MA(2)	-0,585 (0,114)				
$DUM_{11/09/01}$	--	--	--	-1,195 (0,000)	-1,517 (0,486)
α_0 (x100)	0,104 (0,000)	0,017 (0,035)	0,222 (0,002)	0,264 (0,000)	0,190 (0,056)
α	0,818 (0,084)	0,175 (0,001)	0,710 (0,006)	0,437 (0,001)	0,373 (0,034)
γ	-0,752 (0,104)	0,054 (0,482)	-0,498 (0,110)	0,063 (0,658)	-0,207 (0,321)
β	0,014 (0,682)	0,754 (0,000)	0,389 (0,000)	0,317 (0,002)	0,704 (0,000)
$(\alpha+\beta+\gamma/2)$	0,456	0,956	0,850	0,786	0,973
LB_c (20)	12,776 (0,887)	10,662 (0,955)	13,340 (0,862)	16,342 (0,695)	10,811 (0,951)
LB_2 (20)	8,871 (0,984)	15,844 (0,726)	15,340 (0,757)	12,258 (0,907)	24,955 (0,203)
Degré asym. Relat.	0,080	1,312	0,298	1,145	0,444
$t(\beta_1)$	0,926	1,868	1,113	0,980	-0,302
$t(\beta_2)$	-0,118	-0,984	-1,209	0,395	-0,500
$t(\beta_3)$	0,181	-1,243	-1,329	0,084	0,434
ξ	1,365	3,593	2,659	3,414	0,818
AIC	0,863	1,532	2,599	2,711	3,730
Ln L	-204,105	-353,408	-559,327	-654,554	-919,180

Tableau A12: Estimation du modèle GARCH avec robustesse des écarts-types (Bollerslev et Wooldridge) (Equation 3 et 4)

Les probabilités critiques sont indiquées entre parenthèses. AR(p) est le coefficient d'ordre p du processus autorégressif²⁶. MA(q) est coefficient d'ordre q du processus moyenne mobile²⁷. $DUM_{11/09/01}$ est la variable indicatrice de l'effet du 11/09/01. LB est la statistique de Ljung-Box associée au test de nullité jointe des 20 premières autocorrélations des résidus ; LB_c est la statistique de Ljung-Box corrigée pour hétéroscédasticité associée au test de nullité jointe des 20 premières autocorrélations des résidus ; LB_2 est la statistique de Ljung-Box associé au test de nullité jointe des 20 premières autocorrélations des carrés des résidus. Sous leurs hypothèses nulles respectives, ces trois statistiques suivent un χ^2 à p=20 degrés de liberté. AIC le critère d'Akaike, et Ln L est la log-vraisemblance du modèle.

	MAU	CMA	NSE	TUN	ZSE
AR(1)		0,145 (0,002)	0,389 (0,000)	0,252 (0,000)	0,331 (0,000)
AR(2)	0,704 (0,018)				
AR(3)				-0,127 (0,002)	
Σ AR	0,704	0,145	0,389	0,125	0,331
MA(2)	-0,637 (0,059)				
$DUM_{11/09/01}$	--	--	--	-1,194 (0,000)	-1,739 (0,376)
α_0 (x100)	0,099 (0,000)	0,018 (0,030)	0,245 (0,004)	0,263 (0,000)	0,237 (0,053)
α	0,522 (0,035)	0,211 (0,000)	0,435 (0,003)	0,460 (0,000)	0,298 (0,023)
β	--	0,740 (0,000)	0,391 (0,000)	0,325 (0,002)	0,679 (0,000)
$\alpha + \beta$ (si significatif)		0,951	0,826	0,785	0,977
LB(20)	17,426 (0,494)	13,308 (0,822)	20,454 (0,368)	19,079 (0,387)	16,687 (0,611)
LB_c (20)	11,442 (0,934)	10,568 (0,957)	15,193 (0,765)	16,541 (0,683)	11,584 (0,930)
LB_2 (20)	11,180 (0,941)	15,453 (0,750)	13,335 (0,863)	12,517 (0,897)	18,768 (0,537)
AIC	0,901	1,528	2,623	2,708	3,745
Ln L	-214,514	-353,750	-566,498	-654,662	-923,752

²⁶ Un processus autorégressif d'ordre p s'écrit : $r_t = \sum_{i=1}^p \theta_i r_{t-i} + \varepsilon_t$

²⁷ un processus de moyenne mobile d'ordre q s'écrit : $r_t = \varepsilon_t - \sum_{j=1}^q \phi_j \varepsilon_{t-j}$

Tableau A13: Caractéristiques du modèle GARCH symétrique avec effet ARCH-in-Mean estimé avec robustesse des écarts-types (Bollerslev et Wooldrigde) Equation (11 et12).

Les probabilités critiques sont indiquées entre parenthèses. Nous présentons l'estimation des coefficients λ de l'écart-type de l'équation 11.

	MAU	CMA	NSE	TUN	ZSE
λ	-0,145 (0,068)	0,006 (0,912)	0,110 (0,162)	-0,016 (0,707)	0,144 (0,079)

CESAG - BIBLIOTHEQUE

Graphique A2: Evolution de la volatilité des différentes places financières sur la période d'étude (01 juin 2000 au 31 mai 2002)

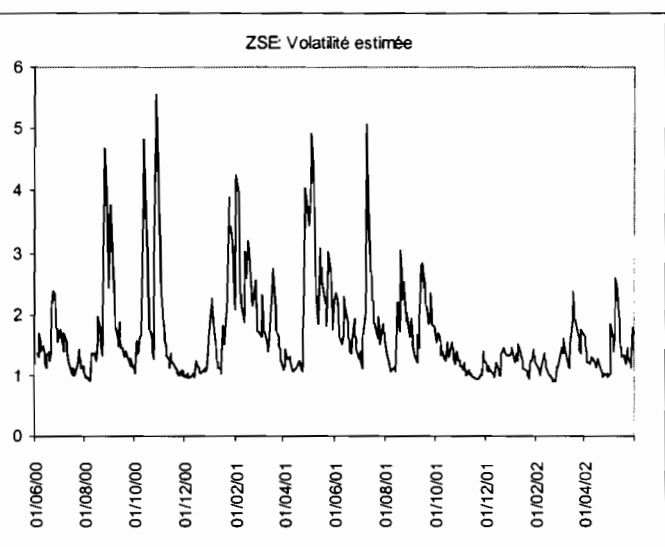
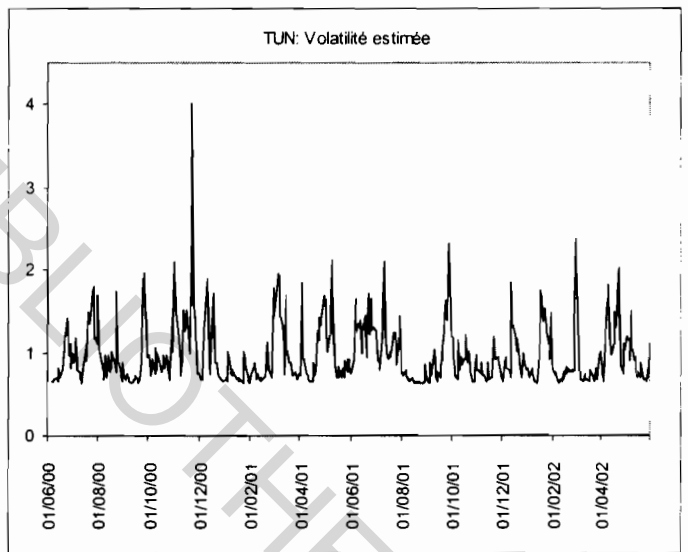
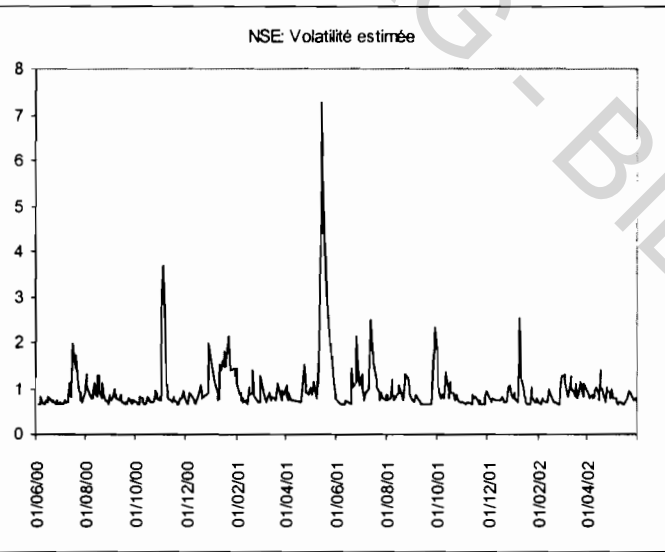
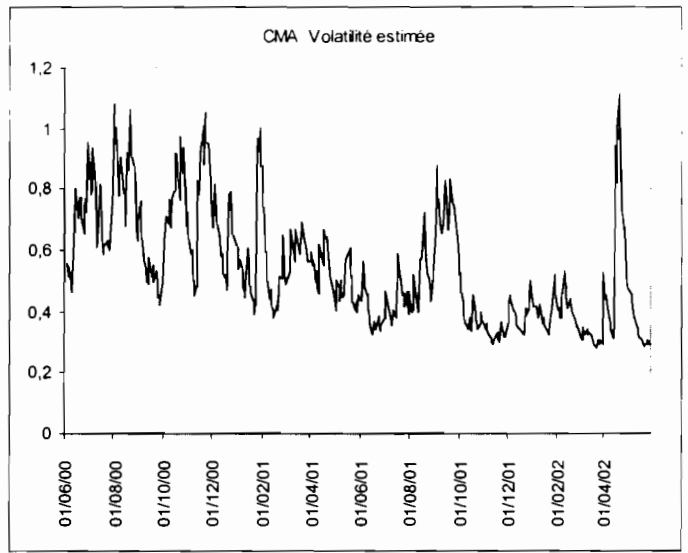
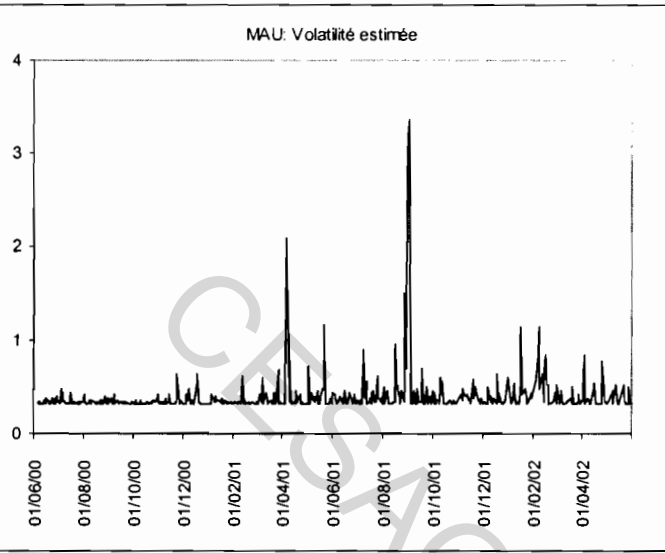


Tableau A14: Corrélation entre les rendements quotidiens

	NSE	MAU	TUN	ZSE	BRVM	CMA
NSE	1					
MAU	0,046	1				
TUN	-0,042	0,067	1			
ZSE	-0,010	-0,020	0,037	1		
BRVM	-0,006	-0,021	0,039	0,114	1	
CMA	-0,048	0,051	0,100	0,088	0,039	1

Tableau A15: Corrélations entre les volatilités estimées (modèle GARCH robuste)

	CMA	MAU	NSE	TUN	ZSE
CMA	1				
MAU	-0,011	1			
NSE	-0,078	-0,044	1		
TUN	0,048	-0,017	-0,023	1	
ZSE	0,103	-0,010	-0,088	0,013	1

Tableau A16: Résultats de l'analyse de la stationnarité

Lexique des noms de variables : Préfixe p signifie la variable expliquée (log du PER), préfixe i pour le taux d'inflation, t pour la taux du marché monétaire et r pour le taux prêteur. Pour la Côte d'Ivoire, c'est la moyenne mensuelle du taux interbancaire au jour le jour qui a été utilisée. Les trois premières lettres des noms des pays ont été utilisés pour l'abréviation des noms de variables à l'exception de RCI pour la côte d'Ivoire et RSA pour l'Afrique du Sud. (1) valeur calculée du test (ADF), (2) Valeur théorique (ADF) de Mac Kinnon au seuil de 5%, (3) Modèle avec tendance, et (4) Modèle avec constante.

Test de racine unitaire de Dickey-Fuller augmenté des variables utilisées pour la modélisation économétrique											
Variables	Test en Niveau					Test en différence première					Conclusion
	Retard	(1)	(2)	(3)	(4)	Retard	(1)	(2)	(3)	(4)	Ordre d'intégration
pbot	1	-3,090	-3,004	non	oui						0
ibot	0	-4,614	-3,622	oui	oui						0
rbot	0	-0,573	-1,957	non	non	0	-4,011	-1,957	non	non	1
pegy	3	-3,678	-3,020	non	oui						0
iegy	0	-2,348	-2,997	non	oui	0	-4,437	-1,957	non	non	1
regy	0	-4,343	-3,622	oui	oui	0					0
pgha	1	-2,937	-3,004	non	oui	1	-4,167	-1,958	non	non	1
igha	1	-3,002	-3,633	oui	oui	1	-3,918	-3,011	non	oui	1
rgha	0	-2,007	-3,622	oui	oui	0	-5,144	-1,957	non	non	1
pken	0	0,069	-1,957	non	non	0	-3,424	-1,957	non	non	1
iken	2	-3,453	-3,645	oui	oui	2	-3,230	-1,959	non	non	1
rken	2	-2,915	-3,011	non	oui	2	-2,217	-1,959	non	non	1
pmar	0	-2,172	-2,997	non	oui	0	-4,476	-1,957	non	non	1
imar	2	-2,485	-3,011	non	oui	2	-3,014	-1,959	non	non	1
tmar	1	-2,766	-3,633	oui	oui	1	-2,231	-1,958	non	non	1
pmau	0	-0,141	-1,957	non	non	0	-5,023	-1,957	non	non	1
imau	0	-1,030	-3,622	oui	oui	0	-5,033	-3,633	oui	oui	1
tmau	0	-0,552	-1,957	non	non	0	-5,401	-1,957	non	non	1
pnig	0	-0,066	-1,957	non	non	0	-4,136	-1,957	non	non	1
inig	0	-1,038	-3,622	oui	oui	0	-3,448	-1,957	non	non	1
rnig	1	-0,262	-1,957	non	non	1	-2,219	-1,958	non	non	1
prci	0	-2,222	-2,997	non	oui	0	-4,782	-1,957	non	non	1
irci	1	-1,011	-1,957	non	non	1	-2,892	-1,958	non	non	1
trci	0	-2,465	-2,997	non	oui	0	-5,517	-1,957	non	non	1
prsa	0	-2,574	-3,622	oui	oui	0	-4,516	-1,957	non	non	1
irsa	3	-2,630	-3,020	non	oui	3	-2,030	-1,960	non	non	1
trsa	0	-0,922	-1,952	non	non	0	-4,463	-1,953	non	non	1
ptun	1	-2,617	-3,004	non	oui	1	-2,231	-1,958	non	non	1
itun	2	-2,549	-3,645	oui	oui	2	-2,786	-1,959	non	non	1
ttun	1	-3,872	-3,004	non	oui	1					0
pzim	0	-2,557	-3,622	oui	oui	0	-3,985	-1,957	non	non	1
izim	2	1,853	-1,958	non	non	2	-2,257	-1,959	non	non	1
tzim	0	-5,003	-3,622	oui	oui	0					0
rzim	1	-4,097	-3,633	oui	oui	1					0

Tableau A17: Résultats de l'analyse de la cointégration au niveau des places financières où les variables ont le même ordre d'intégration

Lexique des noms de variables : Préfixe p signifie la variable expliquée (log du PER), préfixe i pour le taux d'inflation, t pour le taux du marché monétaire et r pour le taux prêteur. Pour la Côte d'Ivoire, c'est la moyenne mensuelle du taux interbancaire au jour le jour qui a été utilisée. Les trois premières lettres des noms des pays ont été utilisés pour l'abréviation des noms de variables à l'exception de RCI pour la côte d'Ivoire et RSA pour l'Afrique du Sud. EC est mis pour équation de cointégration et VAR Vecteur autorégressive. Pour réaliser²⁸ le test du rang de cointégration, il faut choisir parmi les spécifications possibles (4 hypothèses sont présentées dans le tableau ci-dessus) celle qui apparaît la plus plausible pour les données dont on dispose et on doit également spécifier le nombre de retards à inclure dans le VAR.

Test de cointégration de Johansen selon les hypothèses ci-dessus						
Variables	Retard	Pas de tendance linéaire dans les données		Présence de tendance linéaire dans les données		Rang de la cointégration
		Pas de constante ni de tendance dans l'EC ou dans le VAR de test	Présence de constante et absence de tendance dans l'EC et pas de constante dans le VAR de test	Présence de constante et absence de tendance dans l'EC et dans le VAR de test	Présence de constante et de tendance dans l'EC et pas de tendance dans le VAR	
ipgha iigha irgha	1	1				1
ipken iiken irken	0			1		1
ipmar imar tmar	0			1		1
ipmau imau tmau	2	0	0	0	0	0
ipnig inig rnig	0			1		1
iprci irrci trci	1			1		1
iprsa irrsa trsa	0			1		1

²⁸ Voir Jack Johnston et John DiNardo, (1997), Méthodes économétriques, Economica 4^{ème} Edition

Tableau A18: Validation économétrique du modèle à correction d'erreur

Variables explicatives	Afrique du Sud	Maroc	Kenya	Nigeria	Ghana	Côte d'Ivoire
Dynamique de court terme						
b	-0,038 (0,014)	-0,674 (0,073)	-0,000 (0,951)	0,007 (0,789)	-0,009 (0,705)	-0,132 (0,240)
c	0,058 (0,088)	0,017 (0,0278)	0,007 (0,101)	-0,001 (0,943)	0,029 (0,121)	0,010 (0,630)
γ (force de rappel)	-0,479 (0,012)	-0,875 (0,017)	-0,477 (0,024)	-0,224 (0,078)	-1,342 (0,009)	-1,315 (0,014)
Variable expliquée retardée différenciée					1,052 (0,024)	1,137 (0,027)
Test de Breush Godfrey d'autocorrélation	0,266 (0,875)	0,100 (0,752)	1,350 (0,509)	4,923 (0,085)	0,634 (0,728)	1,886 (0,389)
Test de White d'hétéroscédasticité	14,210 (0,115)	4,516 (0,808)	9,225 (0,417)	17,386 (0,043)	17,649 (0,223)	13,099 (0,108)
Test de Jarque-Bera de normalité	13,666 (0,001)	1,984 (0,371)	0,760 (0,684)	0,287 (0,866)	0,154 (0,926)	0,608 (0,738)

Tableau A19: Test de $\beta = -\gamma$ pour les places financières d'Afrique du Sud, du Kenya et du Maroc

	Afrique du Sud	Maroc	Kenya
Statistique du test (probabilité critique)	0,246 (0,619)	23,824 (0,000)	0,386 (0,534)