

# PREVISIBILITE DES RENTABILITES BOURSIERES : CAS DE LA BRVM

N'DRI KONAN LÉON, PH.D.\*

---

## Résumé

*Le présent papier a pour objectif d'étudier l'efficience au sens faible sur la bourse régionale des valeurs mobilières en analysant si les rentabilités passées permettent de déterminer les rentabilités futures sur la période allant du 02 janvier 2002 au 31 décembre 2004. Nous nous attelons à déterminer empiriquement, sur données quotidiennes, si les rentabilités de l'indice BRVM 10 sont autocorrélées. Deux tests sont mis en œuvre : les tests de Box-Pierce et Box-Pierce corrigé de l'hétéroscédasticité, et le test des runs. Nos résultats montrent qu'il est impossible de prévoir les rentabilités futures à partir des rentabilités passées, ce qui est en accord avec l'hypothèse d'efficience au sens faible.*

**Mots-clés:** Prévisibilité, BRVM, efficience au sens faible, Box-Pierce, test des runs.

## 1. INTRODUCTION

Le concept d'efficience informationnelle des marchés financiers a généré différentes variantes et conduit à des résultats empiriques controversés depuis sa première définition par Fama (1965). En effet, un marché informationnellement efficace est un marché sur lequel le prix observé reflète pleinement et instantanément toute l'information disponible (Fama, 1965). Cette définition générale s'est heurté à sa mise en œuvre empirique conduisant Fama (1970) à proposer trois formes d'efficience informationnelle basée sur trois types d'information disponible.

Dans la forme faible de l'efficience, l'ensemble d'information disponible comprend uniquement l'historique de la série des prix et des rentabilités. Un marché sera donc dit efficace au sens faible si toute l'information basée sur

---

\* UFR des Sciences Economiques et de Gestion, Université de Cocody, BPV 43 Abidjan, Côte d'Ivoire.

---

---

les cours ou rentabilités passés est pleinement reflétée dans le prix des titres. La forme semi-forte de l'efficacité porte sur un ensemble d'information comprenant toute l'information disponible (bilans, compte de résultats, annonces de bénéfices, PER entre autres). Enfin, dans la forme forte de l'efficacité, l'information disponible comprend en plus de l'information publique, toute l'information privée ou celle qui n'est accessible qu'aux seuls initiés. Fama (1991) opérera une nouvelle classification de ces trois formes face à l'abondance des tests empiriques sur l'efficacité informationnelle du marché. Ainsi, la forme semi-forte regroupe les tests d'études événementielles et la forme forte concerne les tests sur l'information privée. Quant à la forme faible, elle s'appelle désormais la prévisibilité des rentabilités. Les tests sont définis par les rentabilités passées mais aussi par des variables économiques ou financières pouvant servir à la prévision des rentabilités telles que les dividendes, le ratio dividendes/ cours et les taux d'intérêt.

L'existence d'un marché efficace allouant de manière optimale les ressources et utilisant toutes les informations disponibles est importante tant pour la compréhension du fonctionnement du marché que pour le développement de l'économie d'un pays. Si le marché financier est efficace, les prix vont représenter la valeur intrinsèque des titres et en retour, les ressources rares seront optimalement allouées aux investissements productifs de manière à profiter aux investisseurs et à l'économie du pays tout entier. L'efficacité du marché a aussi d'importantes conséquences pour les investisseurs et les autorités. Les premiers hésiteraient à s'engager dans une recherche ambitieuse du meilleur profil rentabilité-risque et les seconds, essaieraient de réduire les interventions dans le marché à un niveau minimum.

Malgré leur importance, les tests d'efficacité en général et les tests d'efficacité au sens faible en particulier, ont porté en grande partie sur les marchés développés (Fama, 1965, 1970 ; Poterba et Summers, 1988 ; Lo et Mckinlay, 1988 ; Hudson *et al.*, 1994 ; Nicolaas, 1997 ; pour ne citer que quelques uns) et sur les marchés émergents (Branes, 1986 ; Chan *et al.*, 1992 ; Urrutia, 1995 ; El-Erian et Kumar, 1995 ; Claessens *et al.*, 1995 ; Ojah et Karemera, 1999 ; entre autres). Les tests d'efficacité au sens faible sur les marchés dits de frontière sont quasi-inexistants (Dickinson et Muragu, 1994 ; Osei, 1998) et particulièrement inexistant au niveau de la Bourse Régionale des Valeurs Mobilières, ci-après BRVM.

L'objectif de cette étude est de combler ce vide en testant la prévisibilité des rentabilités boursières sur la Bourse Régionale des Valeurs Mobilières. De façon spécifique, cette étude vise à tester la prévisibilité des rentabilités boursières de la BRVM en utilisant le test de Box-Pierce et le test des Runs. Ces tests permettent de tester l'hypothèse d'efficacité au sens faible en dé-

---

---

terminant s'il existe une certaine structure de dépendance dans les séries de rentabilités.

Notre étude porte sur la série quotidienne des rentabilités de l'indice BRVM 10 sur la période allant du 02 janvier 2002 au 31 décembre 2004.

Nos résultats se résument comme suit : la série de rentabilité boursière a une distribution non normale. Elle est stationnaire en niveau et hétéroscédastique. Les rentabilités passées ne permettent pas de déterminer les rentabilités futures ; ce qui permet de conclure à l'efficiance de forme faible du marché boursier de l'UEMOA sur la période allant du 02 janvier 2002 au 31 décembre 2004.

Le reste de ce papier est organisé comme suit : la section 2 présente la BRVM. La section 3 expose le cadre théorique et la section 4 présente les tests utilisés pour l'analyse empirique de la série des rentabilités. La section 5 présente les données et la section 6 présente les résultats empiriques y compris les test de racine unitaire, les statistiques descriptives et les le test d'homoscédasticité. La section 7 conclue.

## 2. PRÉSENTATION DE LA BRVM

La Bourse Régionale des Valeurs Mobilières (BRVM) a été créée sous forme de société anonyme le 18 décembre 1996, mais elle démarra ses activités que le 18 septembre 1998. C'est le marché boursier du Bénin, du Burkina Faso, de la Côte d'Ivoire, du Mali, du Niger, du Sénégal, du Togo et de la Guinée Bissau qui forment l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA). Les missions essentielles de la BRVM sont l'organisation du marché boursier; la diffusion des informations boursières; la promotion du marché.

Le Site Central, situé à Abidjan, assure les services de cotation, de négociation ainsi que les services de règlements/livraison de titres. A partir des postes de travail installés dans leurs locaux ou de ceux situés dans les Antennes Nationales de Bourse des pays de l'UEMOA, les agents des Sociétés de Gestion et d'Intermédiation (SGI) peuvent saisir les ordres de bourse et les transmettre au Site Central via le réseau satellite; consulter et éditer les résultats de cotation; consulter les informations statistiques du marché et du Dépositaire Central; obtenir la diffusion des informations.

La BRVM dispose de deux compartiments pour les actions et d'un compartiment unique pour les emprunts obligataires, chaque compartiment ayant ses critères d'admission.

L'inscription d'une société à la cote de la BRVM est subordonnée à la satisfaction des conditions suivantes : être constituée sous la forme de société anonyme ; l'engagement écrit de l'émetteur de diffuser les informations re-

quises par la Bourse, notamment la publication des comptes annuels au Bulletin Officiel de la Cote (BOC) et de participer à l'organisation du marché; l'engagement écrit de l'émetteur de se soumettre à la réglementation de la BRVM. Pour demander son inscription à la cote de la BRVM, la société candidate doit mandater une Société de Gestion et d'Intermédiation (SGI) qui l'assistera et la conseillera.

Le marché boursier est un marché centralisé dirigé par ordres, c'est-à-dire le cours d'une valeur, est déterminé par la confrontation des ordres d'achat et de vente collectés avant la cotation; la cotation se fait au « fixing » c'est-à-dire que le cours unique est obtenu par confrontation des ordres d'achat et de vente. Les séances de cotation se déroulent du lundi au vendredi, soit 5 jours par semaine en dehors des jours fériés de la Côte d'Ivoire qui abrite le siège de la BRVM.

Les deux indices boursiers de la Bourse Régionale des Valeurs Mobilières (BRVM) représentant l'activité des titres du marché des actions sont le BRVM Composite, constitué de toutes les valeurs admises à la cote et le BRVM 10, composé des dix sociétés les plus actives du Marché.

La formulation et les critères de sélection du BRVM Composite et du BRVM 10 s'inspirent des principaux indices boursiers du monde, tout particulièrement de l'indice FCG, de l'International Financial Corporation, société affiliée à la Banque mondiale. La formule des indices tient compte de la capitalisation boursière, du volume de transactions par séance et la fréquence des transactions. En outre, seules les actions ordinaires sont retenues pour le calcul des indices.

Les indices sont automatiquement générés par le système de négociation de la BRVM et diffusés après chaque séance de négociation. Par ailleurs, le BRVM 10 est révisé quatre fois par année (le premier lundi de janvier, avril, juillet et octobre) et le BRVM composite après chaque nouvelle inscription à la cote, de manière à être adaptés à l'évolution du marché financier régional.

### 3. CADRE THÉORIQUE

L'hypothèse d'efficience de marché n'est pas directement testable dans la mesure où elle est nécessairement testée conjointement avec un modèle de formation des prix (Fama, 1991).

La forme faible de l'efficience, objet de notre étude, stipule que l'ensemble informationnelle comprend les valeurs passées de la variable étudiée. Ceci implique que les investisseurs se basant sur cet ensemble d'information disponible ne pourront pas profiter à coup sûr de taux de rendements supérieurs à ceux des autres agents. Cette forme d'efficience des marchés, de par

---

le caractère imprévisible des rentabilités, est très fréquemment assimilée au modèle de marche aléatoire des cours boursiers.

Il faut rappeler que si une série suit une marche aléatoire, les cours des titres ne peuvent être prévus à partir de la distribution des cours passés. Le test le plus direct consiste à chercher une manière de prédire les variations des cours sur la base de l'information disponible. Si on y arrive, la propriété de marche aléatoire des cours est violée et on peut rejeter l'hypothèse d'efficience. Le test de la marche aléatoire est l'une des méthodes les plus simples pour vérifier la non prévisibilité des cours. Considérons le processus de marche aléatoire avec dérive ci-dessous :

$$\begin{aligned} p_t &= \mu + p_{t-1} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \rightarrow IID(0, \sigma^2) \\ y_t &= p_t - p_{t-1} \end{aligned} \quad (1)$$

où  $\mu$  est le rendement espéré de  $y_t$ ;  $p_t$  est le logarithme népérien du cours à  $t$  et  $p_{t-1}$ , le logarithme népérien du cours à  $t-1$ . Donc  $y_{t-1} = p_t - p_{t-1}$  est la rentabilité de l'indice.  $\varepsilon_t$  est un bruit blanc identiquement et indépendamment distribué avec une moyenne 0 et une variance  $\sigma^2$ . Il existe plusieurs versions de la marche aléatoire qui se distinguent par les hypothèses sur la distribution des termes d'erreurs auxquels sont associés plusieurs catégories de tests (Campbell *et al.*, 1997).

Dans cet article, la forme faible de l'efficience des rentabilités de la BRVM est testée empiriquement. Il s'agit de déterminer si les rentabilités passées peuvent être utilisées pour prédire les rendements futurs. Le test de Box-Pierce et le test des runs sont utilisés à cet effet.

#### 4. TESTS D'EFFICIENCE AU SENS FAIBLE

Plusieurs méthodes statistiques sont utilisées pour tester l'hypothèse de marche aléatoire, mais ce papier se limite aux tests de Box-Pierce et des runs. Ces deux tests sont largement utilisés pour déterminer si les changements successifs de prix sont aléatoires.

##### 4.1. Test de Box et Pierce

Comme recommandé par Fama (1965), la façon la plus intuitive de tester la marche aléatoire est de faire un test de corrélations sérielles. Si les prix suivent une marche aléatoire, alors les rentabilités sont non corrélées à tous les retards. Autrement dit, une série qui suit une marche aléatoire devrait avoir une corrélation sérielle nulle. Ce qui revient à tester l'hypothèse nulle dans l'équation ci-dessous :

$$R_t = \mu + \sum_{k=1}^q \rho_k R_{t-k} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \rightarrow IID(0, \sigma^2) \tag{2}$$

$$H_0: \rho_k = 0, k = 1, 2, \dots, q$$

où  $R_t$  est la rentabilité de l'indice à  $t$  ;  $\mu$  est une constante ;  $\rho_k$  est la mesure de corrélation sérielle entre  $R_t$  et  $R_{t-1}$  pour  $k > 0$  ;  $\varepsilon_t$  représente le terme d'erreurs et  $q$  le nombre de retards.

L'estimateur du coefficient d'autocorrélation d'ordre  $k$  est :

$$\hat{\rho}(k) = \frac{\hat{\gamma}(k)}{\hat{\gamma}(0)} = \frac{\frac{1}{T} \sum_{t=k+1}^T (R_t - \bar{R}_T) (R_{t-k} - \bar{R}_T)}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (R_t - \bar{R}_T)^2} \tag{3}$$

$$\bar{R}_T = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T R_t$$

où  $\bar{R}_T$  est la moyenne de l'échantillon ;  $\hat{\gamma}(0)$  est l'estimateur de l'autocovariance d'ordre  $k$  calculé à partir de l'échantillon des rendements  $\{R_t\}_{t=1}^T$  ;  $\hat{\gamma}(0) = \text{var}(R_t)$  (variance de  $R_t$ ) car pour un processus stationnaire  $\text{var}(R_t) = \text{var}(R_{t-k})$  pour  $k > 0$ .

Sous l'hypothèse nulle que les séries sont indépendantes et identiquement distribuées, la distribution asymptotique de  $\hat{\rho}(k)$  est  $\sqrt{T}\hat{\rho}(k) \rightarrow N(0,1)$ .

Vérifier que l'autocorrélation des  $q$  premiers ordres est nulle revient à calculer la statistique de Box-Pierce connue également comme le test de Portemanteau. La forme classique de la statistique de Box-Pierce suppose que les erreurs soient indépendantes et identiquement distribuées selon une loi normale. On construit donc un test sur la somme des carrés des premières autocorrélations appelé statistique de Box-Pierce (1970) comme suit :

$$BP(q) = T \sum_{k=1}^q \hat{\rho}^2(k) \tag{4}$$

où  $T$  est le nombre d'observations de la série ;  $q$  est le nombre de retards et  $\hat{\rho}(k)$  est l'estimateur du coefficient d'autocorrélation d'ordre  $k$  définie dans l'équation (3).

Sous l'hypothèse nulle d'absence de corrélation sérielle, la statistique de Box-Pierce suit une loi de Khi-deux à  $q$  degrés de liberté. En pratique si  $BP(q) < \chi^2(q)$ , on accepte l'hypothèse de marche aléatoire. Le rejet de l'hypothèse

nulle implique la non validité du modèle de marche aléatoire puisque, dans ce cas, les rentabilités ne suivent pas un bruit blanc.

Cependant, la volatilité des séries financières dont la variance est un indicateur n'est pas constante au cours du temps. Autrement dit, les séries sont hétéroscédastiques. La statistique modifiée de Box-Pierce notée ici  $BP^*(q)$  prend en compte les problèmes d'hétéroscédasticité. Elle est donné par Mignon (1998) :

$$BP^*(q) = [\hat{V}(q)]^{-1} \sum_{k=1}^q \hat{\rho}^2(k) \quad (5)$$

où 
$$\hat{V}(q) = \sum_{j=1}^q \hat{\delta}(j) \quad (6)$$

$$\hat{\delta}(j) = \frac{\sum_{t=k+1}^T (R_k)^2 (R_{k-j})^2}{\left[ \sum_{t=1}^T (R_k)^2 \right]^2} \quad (7)$$

$R_k$  désigne la rentabilité en  $k$ , c'est à dire la différence première logarithmique des prix ;  $\hat{V}(q)$  est un estimateur hétéroscédastique de la variance de  $BP^*(q)$  ;  $\hat{\delta}(j)$  est une estimation du coefficient d'autocorrélation d'ordre  $j$ .

Sous l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation, la statistique corrigée de Box-Pierce suit également une loi de Khi-deux à  $q$  degrés de liberté.

#### 4.2. Test des runs

Le test des runs proposé pour la première fois par Mood (1940), est un test non paramétrique qui vise à tester le caractère aléatoire des séries de rentabilités. Il ne nécessite pas de spécification quant à la probabilité de distribution des séries. Il est uniquement basé sur le signe des changements de prix et non sur l'ampleur des prix. Ce test ignore les valeurs absolues des séries et considère uniquement leur signe. Ce test est essentiellement concerné par la direction des changements dans la série.

Un run est défini comme une séquence d'observations successives de même signe, précédées et suivies par des changements de prix de signes différents. Dans une série donnée de prix des actions, il y a trois types possibles de changements de prix, principalement positive, négative et nulle. Ceci donne trois types de runs. Ainsi, un run positif de longueur  $i$  est constitué de

$i$  rentabilités successives positives précédées et suivies par une rentabilité négative ou nulle. Un run négatif de longueur  $i$  est constitué de  $i$  rentabilité successives négatives précédées et suivies par une rentabilité positive ou nulle. Un run nul de longueur  $i$  est constitué de  $i$  rentabilité nulles précédées et suivies par une rentabilité négative ou positive.

Par exemple, une séquence de 10 rentabilités peut-être représentée par « -1-101110-100 » ; cette séquence a 2 runs de « -1 » de longueur 2 et 1 représentant les rentabilités négatives ; un run de « 1 » de longueur 3 représentant le nombre de rentabilités positives ; et 2 runs de « 0 » de longueur 1 et 2 représentant les rentabilités nulles. Ce qui fait un nombre total de 5 runs.

Le test consiste à comparer le nombre total de runs observés au nombre total de runs espérés. Un marché financier sera considéré comme efficient si le nombre total de runs observés est approximativement égale au nombre total de runs espérés.

Afin d'appliquer le test des runs, on construit à partir de la série de rentabilité, la série  $R_t^*$  ci-dessous :

$$R_t^* = \begin{cases} 1 & \text{si } R_t > 0 \\ 0 & \text{si } R_t = 0 \\ -1 & \text{si } R_t < 0 \end{cases} \quad t = 1, \dots, N \quad (8)$$

Soient  $n_1$ ,  $n_2$  et  $n_3$ , le nombre des rentabilités respectivement positives, nulles et négatives. Sous l'hypothèse que les changements successifs de prix sont indépendants et que les proportions positives, négatives et nulles de l'échantillon sont des estimateurs non biaisés des proportions de la population, Wallis et Roberts (1956) calculent l'espérance mathématique de tous les runs comme suit :

$$M = \frac{\left[ N(N+1) - \sum_{i=1}^3 n_i^2 \right]}{N} \quad (9)$$

où  $M$  = nombre total espéré de runs de tous les signes

$n_i$  = nombre de changement des rentabilités de chaque signe ( $i=1, 2, 3$ )

$N$  = nombre total de changement des rentabilités =  $n_1 + n_2 + n_3$

L'écart type de tous les runs espérés ( $M$ ) est obtenu comme suit :

$$\sigma_M = \left[ \frac{\sum_{i=1}^3 n_i^2 \left( \sum_{i=1}^3 n_i^2 + N(N+1) \right) - 2N \sum_{i=1}^3 n_i^3 - N^3}{N^2(N-1)} \right]^{1/2} \quad (10)$$



Sous l'hypothèse nulle selon laquelle les rentabilités sont indépendantes, la statistique  $Z$  utilisée pour conduire le test de runs est défini par :

$$Z = \frac{(R \pm 0,5) - M}{\sigma_M} \rightarrow N(0,1) \quad (11)$$

où  $R$  est le nombre total de runs observés ;  $M$  est le nombre total de runs espérés et 0,5 est le coefficient de correction pour l'ajustement de continuité (Wallis et Robert, 1956). Ce coefficient est positif si  $R \leq M$  et négatif si  $R \geq M$ .

## 5. LES DONNÉES

Les données pour cette étude sont des données quotidiennes de l'indice BRVM 10 pendant la période allant du 02 janvier 2002 au 31 décembre 2004, soit 742 observations. Elles sont extraites du Bulletin Officiel de la Cote (BOC) qui résume à la fin de chaque séance de cotation les statistiques relatives aux indices BRVM 10, BRVM Composite, sectoriels, et au volumes de transactions entre autres. Le choix de l'indice BRVM 10 est dicté par le fait qu'il est constitué par les valeurs les plus actives du marché.

## 6. RÉSULTATS EMPIRIQUES

### 6.1. Test de racine unitaire

La mise en œuvre des divers tests nécessite que la série analysée soit stationnaire. Par conséquent, afin de déterminer le caractère stationnaire ou non de la série en moyenne, il convient d'appliquer les tests de racine unitaire de Dickey-Fuller Augmenté ou ADF (1979, 1981). Leur intérêt est de nous renseigner sur la nécessité de différencier la série étudiée. Pour mener les tests de ADF, nous estimons les modèles suivants :

$$\text{Modèle 1 :} \quad \Delta y_t = \phi y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \phi_j \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (12)$$

$$\text{Modèle 2 :} \quad \Delta y_t = \mu_1 + \phi y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \phi_j \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (13)$$

$$\text{Modèle 3 :} \quad \Delta y_t = \mu_1 + \beta t + \phi y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \phi_j \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (14)$$

où  $y_t$  représente la série de rentabilité définie comme les variations logarithmiques des prix, soit :  $p_t - p_{t-1}$  ;  $\varepsilon_t$  est un bruit blanc et est un trend linéaire déterministe. Les tests sont effectués pour diverses valeurs de retards visant à blanchir les résidus. Les tests ADF ont pour objet de tester l'hypothèse nulle ( $\phi = 0$ ) de processus non stationnaire (l'existence d'une racine unitaire) contre l'hypothèse alternative de processus stationnaire. L'hypothèse nulle de présence de racine unitaire est rejetée si les pseudo-statistiques de Dickey-Fuller sont inférieures aux valeurs critiques de Mackinnon. Le tableau ci-dessous présente les résultats du test de stationnarité.

**Tableau 1. Test de Dickey-Fuller Augmenté**

Série	modèle	retards	Stat. ADF
BRVM10	1	6	-9,4921*
	2	4	-12,5654*
	3	2	-16,4076*

Notes : Modèle 1 : modèle sans constante ni tendance ; modèle 2 : modèle avec constante sans tendance déterministe ; modèle 3 : modèle avec constante et tendance déterministe. La colonne retards indique le nombre p de retards retenus. Stat. ADF est la valeur de la statistique de Dickey-Fuller Augmenté à comparer avec les valeurs critiques de -1,61 pour le modèle 1 ; -2,56 pour le modèle 2 et -3,13 pour le modèle 3 au seuil de 10%. Les astérisques indiquent les valeurs significatives.

Les résultats du tableau 1 montrent que les statistiques de Dickey-Fuller sont toujours inférieures aux valeurs critiques. L'hypothèse nulle d'existence de racine unitaire est rejetée pour le BRVM10. En conséquence, la série de rentabilité est stationnaire.

Etant donné l'importance de la validité de la stationnarité pour nos tests, un second test de racine unitaire a été effectué afin de vérifier les résultats des tests de ADF : le test de Phillips et Perron (PP). Ce test est robuste à l'hétéroscédasticité. Ce test est présenté pour la valeur du retard habituellement utilisée, à savoir  $T^{1/4}$ , où est le nombre d'observations.

**Tableau 2. Test de Phillips-Perron**

Série	modèle	retards	Stat. PP
BRVM10	1	5	-28,1008*
	2	5	-28,1163*
	3	5	-28,2705*

Notes : Modèle 1 : modèle sans constante ni tendance ; modèle 2 : modèle avec constante sans tendance déterministe ; modèle 3 : modèle avec constante et tendance déterministe. La colonne retards indique le nombre p de retards retenus. Stat. PP est la valeur de la statistique de Phillips-Perron à comparer avec les valeurs critiques de -1,61 pour le modèle 1 ; -2,56 pour le modèle 2 et -3,13 pour le modèle 3 au seuil de 10%. Les astérisques indiquent les valeurs significatives.

Le tableau 2 ci-dessus présente les résultats du test de Phillips et Perron. Les statistiques de PP sont toutes inférieures aux valeurs critiques. Elles confirment ainsi les résultats du test de Dickey-Fuller Augmenté. La série est donc stationnaire en niveau. Ce résultat est en contradiction avec ceux des séries financières qui sont généralement intégrées d'ordre un.

Nous allons donc utiliser dans le reste des tests, la série logarithmique, à savoir  $p_t - p_{t-1}$ .

## 6.2. Statistiques descriptives

**Tableau 3. Statistiques descriptives des rentabilités**

Série	T	Maximum	Minimum	Moyenne	Ecart-type	Skewness	Kurtosis	J.B.
BVRM10	741	4,3728	-6,5567	0,0269	0,8095	-0,7575	16,4086	5621,895 (0,000)

Notes : T est le nombre d'observations, J.B. est la statistique de Jarque-Bera ; p-valeur est entre parenthèse.

D'après le tableau 3 ci-dessus, on constate que l'hypothèse de normalité est rejetée dans la série étudiée. En effet, la statistique de Jarque-Bera (5621) illustre la non normalité. La valeur-p (0,000) associée à cette statistique entraîne le rejet de l'hypothèse nulle de normalité. Un excès de kurtosis (16,408) contre 3 pour une distribution normale indique une forte probabilité de points extrêmes : les queues de distribution sont plus épaisses que celle de la loi normale. Le coefficient de skewness négatif (-0,7575) contre 0 pour la loi normale, montre que la distribution de la série est étalée vers la gauche. Cette asymétrie peut être le signe de la présence de non linéarités dans le processus d'évolution des rentabilités. Cette éventuelle non linéarité peut témoigner de la présence d'un effet ARCH (autorégressif conditionnellement hétéroscédastique), fréquemment rencontré dans les séries financières. La section suivante teste cet effet.

## 6.3. Test ARCH

Les séries financières sont souvent hétéroscédastiques, c'est à dire qu'elles présentent une variance variable au cours du temps. Dans la mesure où le test de Box et Pierce dépend fortement de la présence d'hétéroscédasticité, il est important d'appliquer dans un premier temps le test d'homoscédasticité. On conduit le test ARCH (Engle, 1982) en estimant les équations (15) et (16) ci-dessous :

$$y_t = \mu + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \rightarrow N(0, \sigma_t^2) \quad (15)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{j=1}^p \alpha_j \varepsilon_{t-j}^2 \quad (16)$$

où  $y_t$  est la rentabilité logarithmique ;  $\mu$  est une constante ;  $\varepsilon_t$  est le terme d'erreurs et  $\sigma_t^2$  est la variance conditionnelle. L'hypothèse nulle d'homoscédasticité  $H_0 : \alpha_1 = \dots = \alpha_q = 0$  est testée contre l'hypothèse alternative  $H_1 : \alpha_i$  non tous nuls qui équivaut à la présence d'un effet ARCH. Sous l'hypothèse nulle, la statistique calculé  $TR^2$  suit une loi de Khi-deux à  $q$  degrés de liberté,  $q$  étant le nombre de retards pour le carré des résidus.  $T$  est le nombre d'observations et  $R^2$  est le coefficient de détermination de la régression de la série des carrés des résidus sur une constante et sur ses valeurs passées.

**Tableau 4. Test d'homoscédasticité**

Série	q	TR <sup>2</sup>
BVRM10	5	19,6108* (0,0015)

Notes : q correspond au nombre de retards dans l'équation de la variance conditionnelle. TR<sup>2</sup> est la statistique du test ARCH ; \* : indique le rejet de l'hypothèse nulle d'homoscédasticité au seuil de 5%. p-valeur est entre parenthèse.

Le tableau 4 montre que hypothèse nulle d'homoscédasticité est rejetée. Il ressort que la série est hétérosédastique. Le rejet de l'hypothèse nulle peut être dû à la présence d'un effet ARCH très fréquemment rencontré dans les séries financières. La présence d'hétérosédasticité conditionnelle indique que la série n'est pas identiquement et indépendamment distribuée.

#### 6.4. Résultats du test de Box et Pierce

**Tableau 5. Tests de Box-Pierce et Box-Pierce corrigé de l'hétérosédasticité**

Retards	Statistiques	Indice BRVM10
10	Box-Pierce	12,4304*
20		19,8869*
30		23,9675*
50		42,1416*
100		96,1499*
10	Box-Pierce corrigé	107,5535*
20		13,0018
30		6,0001
50		9,3447
100		18,7205

Notes : \* : rejet de l'hypothèse nulle au seuil de 5%.

Le tableau 5 indique que les statistiques de Box-Pierce traditionnelle (non corrigées de l'hétéroscédasticité) sont toutes significatives au seuil de 5% quelque soit le nombre de retards. Elles indiquent la présence de corrélations sérielles. L'hypothèse de marche aléatoire des rentabilités boursières n'est donc pas vérifiée. Par opposition, les statistiques de Box-Pierce corrigées de l'hétéroscédasticité indiquent une absence de corrélations sérielles pour des retards supérieurs ou égal à 20. Le fait de ne pas détecter de corrélations sérielles pour des retards supérieurs ou égal à 20 traduit qu'il n'est pas possible de prévoir les rentabilités futures à partir des rentabilités passées, ce résultat est en accord avec l'hypothèse d'efficience au sens faible. L'autocorrélation mise en évidence au moyen de la statistique traditionnelle de Box-Pierce n'est en fait que le reflet de l'hétéroscédasticité comme le montre l'écart entre les deux statistiques calculées. Cependant, pour des retards inférieurs à 20, la statistique de Box-Pierce corrigé de l'hétéroscédasticité rejette l'hypothèse de marche aléatoire. Nous allons donc appliquer le test des runs pour vérifier ces résultats.

### 6.5. Résultats du test des runs

**Tableau 6. Test des runs**

Série	$n_1$	$n_2$	$n_3$	N	R	M	Ecart-type de M	Z
BVRM10	321	147	273	741	464	473,202	12,63814	-0,6886

Notes :  $n_1$  : nombre de rentabilités positives ;  $n_2$  : nombre de rentabilités nulles ;  $n_3$  : nombre de rentabilités négatives. N : nombre total d'observation ; R : nombre total de runs observés ; M : nombre total de runs espérés. Sous l'hypothèse nulle d'indépendance des rentabilités, Z suit une loi normale réduite ; Z étant inférieure à 1,96 n'est pas significative au seuil de 5%.

Du tableau 6, on peut conclure que la BRVM est efficiente car bien que le nombre de runs observées soit inférieure au nombre de runs espérées (464 contre 473,20), la différence n'est pas significative. Ce qui est d'ailleurs confirmée par la statistique Z (-0,6886) qui est inférieure à la valeur théorique de 1,96 au seuil de 5%. L'hypothèse nulle d'indépendance des rentabilités n'est donc pas rejetée. La connaissance des rentabilités passées n'est donc d'aucune aide pour prévoir les rentabilités futures et la forme faible de l'efficience du marché ne peut être rejetée.

La conclusion du test des runs est identique à celle du test de Box-Pierce corrigé de l'hétéroscédasticité, à savoir l'impossibilité de prévoir les rentabilités futures à partir des rentabilités passées ; ce qui est en accord avec l'hypothèse d'efficience au sens faible.

## 7. CONCLUSION

L'objectif de cette étude était de tester la prévisibilité des rentabilités de l'indice BRVM 10 de la bourse régionale des valeurs mobilières. A cette fin, nous avons appliqué les tests de Box-Pierce et Box-Pierce corrigé de l'hétéroscédasticité, et le test des runs.

Notre étude met en évidence l'importance d'appliquer le test de Box-Pierce corrigé. En effet, alors que le test de Box Pierce non corrigé de l'hétéroscédasticité met en évidence la présence d'autocorrélation dans la série de rentabilités, le test de Box-Pierce corrigé de l'hétéroscédasticité montre qu'une telle autocorrélation n'est pas présente et n'est donc que le reflet de l'hétéroscédasticité présente dans la série. Le test des runs montre également que les rentabilités sont indépendantes les unes des autres.

Les résultats des tests de Box-Pierce et des runs réalisées à partir de données quotidiennes de l'indice BRVM 10 sur la période allant du 02 janvier 2002 au 31 décembre 2004, permettent de conclure que les rentabilités passées ne permettent pas de déterminer les rentabilités futures, et par conséquent à l'efficienne de forme faible du marché boursier de l'UEMOA.

## References

- Box G. et D. Pierce, 1970, "Distribution of Residual autocorrelations in Autoregressive Integrated Moving Average Time Series Models", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 65, pp. 1509-1526.
- Branes P., 1986, "Thin Trading and Stock Market Efficiency: A case of the Kuala Lumpur Stock Exchange", *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 13, No. 4, pp. 609- 617.
- BRVM (Bourse Régionale des Valeurs Mobilières), 1996, *Les Statuts de la Bourse Régionale des Valeurs Mobilières*.
- BRVM (Bourse Régionale des Valeurs Mobilières), 2002-2004, *Bulletin Officiel de la Cote*.
- Campbell J.Y., A.W. Lo et A.C. MacKinlay, 1997, *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton, Princeton University Press.
- Chan K.C., B.E. Gup et M. S. Pan, 1992, "An Empirical Analysis of Stock Prices in Major Asian Markets and United States", *The Financial Review*, Vol. 27, No. 2, pp. 289-307.
- Claessens S., S. Dasgupta et J. Glen, 1995, "Return Behaviour in Emerging Stock Market", *The World Bank Economic Review*, Vol. 9, No. 1, pp. 131-151.
-

- 
- Dickey D.A. et W.A. Fuller, 1979, "Distribution of the Estimators for Autoregressive Times Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, No. 336, pp. 427-431.
- Dickey D.A. et W.A. Fuller, 1981, "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Times Series with a Unit Root", *Econometrica*, Vol. 49, No. 4, pp. 1057-1072.
- Dickinson J.P. et K. Muragu, 1994, "Market Efficiency in Developing Countries: A Case Study of the Nairobi Stock Exchange", *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 21, No. 1, pp. 133-150.
- Ekechi A.O., 1999, "Weak Form Efficiency in the Nigerian Stock Exchange", *African Development Review*, Vol. 1, pp. 5-16.
- El-Erian M. et M. Kumar, 1995, "Emerging Equity Markets in Middle Eastern Countries", *IMF Staff Papers*, Vol. 42, No. 2, pp. 313-31.
- Engle R.F., 1982, "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of U.K. Inflation", *Econometrica*, Vol. 50, pp. 987-1008.
- Fama E. F., 1965, "The Behavior of Stock Market Prices", *Journal of Business*, Vol. 38, No. 1, pp. 31-105.
- Fama E.F., 1970, "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work", *Journal of Finance*, Vol. 25, No. 2, pp. 387-417.
- Fama E. F., 1991, "Efficient Capital Markets II", *Journal of Finance*, Vol. 46, pp. 1575-1617.
- Fama E.F. et K.R. French, 1988, "Permanent and Temporary Components of Stock Prices", *Journal of Political Economy*, Vol. 96, No. 2, pp. 246-273.
- French K.R. et R. Roll, 1986, "Stock Return Variances: The Arrival of Information and the Reactions of Traders", *Journal of Financial Economics*, Vol. 17, No. 3, pp. 5-26.
- Huang B., 1995, "Do Asian Stock Market Prices Follow Random Walks? Evidence From The Variance Ratio Test", *Applied Financial Economics*, Vol. 5, pp. 251-256.
- Hudson R., M. Dempsey et K. Keasey, 1996, "A Note on the Weak-Form Efficiency of Capital Markets: The Application of Simple Technical Trading Rules to UK Stock prices-1935 to 1994", *Journal of Banking and Finance*, Vol. 20, pp. 1121-1132.
- Inanga E.L. et M.O. Asekomi, 1992, "The Random Character of Equity Share Prices in the Nigerian Stock Market", *Management and Development, RVB Research Papers*, Vol. 12, No. 1, pp. 12-17.
- Laurence M.M., 1986, "Weak-Form Efficiency in the Kuala Lumpur and Singapore Stock Markets", *Journal of Banking and Finance*, Vol. 10, pp. 431-445.
- Leroy S.F., 1982, "Expectations Models of Asset Prices: A Survey of Theory", *Journal of Finance*, Vol. 37, pp. 185-217.
- Leroy S.F., 1989, "Efficient Capital Markets and Martingales", *Journal of Economic Literature*, Vol. 17, pp. 1583-1621.
-

- Lo A.W. et McKinlay A.C., 1988, "Stock Market prices do not follow random walks: evidence from a simple specifications test", *The Review of Financial Studies*, 1, 41-66.
- Mignon V., 1998, *Marchés financiers et modélisation des rentabilités boursières*, Economica.
- Mood A., 1940, "The Distribution Theory of Runs", *Annals of Mathematical Statistics*, Vol. 11, pp. 367-392.
- Moustafa M.A., 2004, "Testing the Weak-Form Efficiency of the United Arab Emirates Stock Market", *International Journal of Business*, Vol. 9(3), pp. 309-325.
- Nicolaas G., 1997, "Share market efficiency: Tests Using Daily Data for Australia and New Zealand", *Applied Financial Economics*, Vol. 7, pp. 645-657.
- Ojah K. et D. Karemera, 1999, "Random Walks and Market Efficiency Tests of Latin American Emerging Equity Markets", *The Financial Review*, Vol. 34, No. 1, pp. 57-72.
- Osei K.A., 1988, "Analysis of Factors Affecting the Development of an Emerging Capital Market: The Case of the Ghana Stock Market", *African Economic Research Consortium Research*, paper 76.
- Poterba J.M. et L.H. Summers, 1988, "Mean Reversion in Stock Prices: Evidence and Implications", *Journal for Financial Economics*, Vol. 25, pp. 323-348.
- The S&P Emerging Market Indices, 2000, *Methodology, Definitions, and Practices*.
- Urrutia J.L., 1995, "Tests of Random Walk and Market Efficiency for Latin American Emerging Markets", *Journal of Financial Research*, Vol. 18, No. 3, pp. 299-309.
- Wallis W. et H.V. Roberts, 1956, *Statistics: A New Approach*, Free Press, New York.

### Abstract

The objective of this paper is to study the weak form efficiency hypothesis on the regional stock exchange for the West African States by examining whether past returns can help in predicting futures returns over the period 2 January 2002 to 31 December 2004. The study utilizes daily data and tests whether stock index returns are correlated. Two tests are applied: the tests of Box-Pierce and Box-Pierce corrected for heteroscedasticity, and the runs test. Our results suggest that it is impossible to predict future returns from past returns, which is coherent with the weak form efficiency hypothesis.

**Keywords:** Predictability, BRVM, weak form efficiency, Box-Pierce, runs tests.