

Chiny Faycal

*Received: 3 February 2015 Accepted: 4 March 2015 Published: 15 March 2015***Abstract**

The Moroccan financial market experienced a major modernization wave resulting in an increasing capitalization, a significant ?volume value? of business and a growing number of new IPOs in order to transform the Moroccan economy from a debt economy to a capital market economy and therefore achieve an optimal state of resources allocation. The informational efficiency of the Moroccan financial market has recently become a serious topic that arouses much interest among researchers and practitioners leading to an increasing number of studies in this area. The objective of our paper work is to investigate the weak form efficiency of the Moroccan stock market. We first remind what we mean by ?market efficiency? and also the debate on this issue in developed and emerging markets, African markets and Morocco stock market. We then explain in depth the main Author ? : Doctorant, Ecole Nationale des Sciences Appliquées (ENSA), Agadir, Maroc. Laboratoire de Génie Informatique et Industriel (L.G.I.I) Groupe de Recherche en Ingénierie de la Décision (G.R.I.D). e-mail: faycal.chiny@gmail.com Author ? : Directeur du L.G.I.I, ENSA Agadir, Maroc. empirical tests of market efficiency: autocorrelations, unit root, variance ration and the runs test. The time series considered consist of daily data of four stock indexes: MASI (Moroccan All Shares Index), BNQ (Banking sector index), ASSUR (Insurance sector index) and IMMO (Real Estate sector index) from January 1st 2002 to December 31st 2013. The results of these various tests strongly reject the weak form efficiency hypothesis and an analysis of this inefficiency and its potential sources is given in conclusion that highlights causes that might be the origin to the markets dysfunction anomalies.

**Index terms**— markets efficiency, casablanca stock market, econometric tests.

**1 Chiny Faycal ? & MIR Ahmed ?**

Résumé-Le marché financier marocain, a connu un mouvement de modernisation important, traduit par une capitalisation en hausse, une valeur et un volume de transactions important et un nombre en nette croissance des nouvelles introductions en bourse, dans le but de faire passer le Maroc d'une économie d'endettement à une économie des marchés financiers et atteindre par conséquent une situation d'allocation optimale des ressources. L'efficience informationnelle du marché financier marocain est devenue aujourd'hui un sujet d'actualité qui suscite beaucoup d'intérêt auprès des chercheurs et des professionnels donnant lieux à des publications de plus en plus importantes sur le sujet. Notre article s'inscrit dans ce contexte et a pour objectif d'analyser l'efficience faible du marché boursier marocain. On rappelle dans une partie la notion d'efficience et le débat autour de cette question au niveau des marchés développés, émergents, africain et marocain. On explique ensuite d'une manière détaillée les principaux tests empiriques d'efficience : auto-corrélations, racine unitaire, rapport de variances et test des « runs ». Les séries chronologiques considérées sont constituées des données quotidiennes de 4 indices : Masi (indice de la bourse de Casablanca), BNQ (indice du secteur bancaire), ASSUR (indice du secteur des assurances) et IMMO (indice du secteur de l'immobilier), sur une période allant du 1er Janvier 2002 au 31 Décembre 2013. Les résultats des différents tests rejettent formellement l'hypothèse d'efficience au sens faible de ces marchés. Une analyse de cette inefficience est donnée en conclusion qui met en avant les anomalies et les causes qui biaisent le bon fonctionnement du marché.

Motsclés: efficience des marchés financiers, bourse des valeurs de casablanca, tests économétriques.

Abstract-The Moroccan financial market experienced a major modernization wave resulting in an increasing capitalization, a significant "volume & value" of business and a growing number of new IPOs in order to transform the Moroccan economy from a debt economy to a capital market economy and therefore achieve an optimal state of resources allocation. The informational efficiency of the Moroccan financial market has recently become a serious topic that arouses much interest among researchers and practitioners leading to an increasing number of studies in this area. The objective of our paper work is to investigate the weak form efficiency of the Moroccan stock market. We first remind what we mean by "market efficiency" and also the debate on this issue in developed and emerging markets, African markets and Morocco stock market. We then explain in depth the main empirical tests of market efficiency: autocorrelations, unit root, variance ration and the runs test. The time series considered consist of daily data of four stock indexes: MASI (Moroccan All Shares Index), BNQ (Banking sector index), ASSUR (Insurance sector index) and IMMO (Real Estate sector index) from January 1st 2002 to December 31st 2013. The results of these various tests strongly reject the weak form efficiency hypothesis and an analysis of this inefficiency and its potential sources is given in conclusion that highlights causes that might be the origin to the markets dysfunction anomalies.

## 2 I. Introduction

Du concept à la controverse es marchés financiers sont fondamentalement associés aux prix des actifs financiers qui constituent les vecteurs de transmission de l'information, censés représenter la « valeur juste » des actifs, permettant aux investisseurs de fonder leur décision d'acquisition ou de cession. L'information utile, concerne les données historiques, les données publiques présentes révélée sur le marché (dividendes, taux d'intérêt, compte de résultat, PER, etc.) et enfin l'information privée des entreprises qui constituent les anticipations futures connues que des investisseurs avertis (projets d'acquisition, ouverture du capital, pertes dissimulées, etc.). Dans le cas idéal où les prix reflètent instantanément l'ensemble de ces trois strates d'informations disponibles, c'est-à-dire les conséquences des événements passés, présents et les anticipations sur les événements futurs, celui-ci est qualifié de marché efficient du point de vue informationnel.

Ce caractère d'efficience informationnelle est fondamental dans le fonctionnement des marchés car il les crédibilise et contribue à attirer les investisseurs. C'est la raison pour laquelle toutes les autorités des marchés et places boursières cherchent à créer les conditions réglementaires et organisationnelles pour se rapprocher de cet état d'efficience informationnelle. Cependant, dans la réalité, la transmission de l'information utile par le canal des prix, n'est que partielle et les investisseurs se trouvent souvent dans une situation de déficit informationnel et agissent d'une manière inefficente. Dans ce cas de marché inefficent, les investisseurs ne disposent pas de la « valeur juste » des actifs et sont constamment à l'affut de toute information pouvant les aider à évaluer les risques et les gains des opportunités qui leur sont offertes par le marché. L'étendue de l'information mise à la disposition des acteurs du marché, permet de distinguer trois degrés d'efficience. L'efficience, dite « faible », désigne la situation où toute l'information passée est disponible et où le prix actuel se fonde uniquement sur les prix passés. Dans ce cas, l'analyse technique (chartisme) n'est alors d'aucune utilité pour procurer un rendement supérieur à celui du marché. Il y a ensuite l'efficience « semi-forte », lorsque le prix de l'actif reflète intégralement l'information diffusée publiquement et dans ce cas l'analyse fondamentale (pour sélectionner les actifs sous-évalués) n'apporte pas de valeur ajoutée. Enfin l'efficience « forte », concerne le cas où le prix traduit toute l'information disponible, même privée. Une telle situation enlève tout intérêt aux opérations d'initié.

Eugene Fama, est considéré comme le père de la théorie de l'efficience des marchés depuis sa publication fondatrice « Fama [1965] », dans la quelle il affirme que le prix des actions est imprévisible et suit une marche aléatoire conduisant ainsi à l'efficience du marché. Depuis, plusieurs chercheurs se sont intéressés au sujet : Malkiel [1973], Jensen [1978], French et Roll [1986], Roll [1994], qui ont confirmé l'efficience des marchés des actions, obligations, options, matières premières dans les pays développés (Etats unis, Europe et Australie). Toutes ces études empiriques réalisées sur de nombreux marchés, n'ont pas pu rejeter l'hypothèse de la marche aléatoire des marchés ce qui a fait dire à Fama [1998], que l'hypothèse de l'efficience des marchés a survécu à tous les défis lancés. C'est ainsi qu'au fil des temps, les preuves scientifiques de la marche aléatoire des cours boursiers, se sont accumulées et que l'hypothèse d'efficience faible a progressivement fait son chemin et est devenue un véritable paradigme dans la communauté académique. Pourtant, cette conclusion ne fait pas l'unanimité auprès de la communauté scientifique. Un autre courant de chercheurs qui s'appuie sur la finance comportementale, estime que l'hypothèse d'efficience des marchés n'est pas justifiée: Grossman et Stiglitz [1980], Shiller [1989], Lo et MacKinlay [1999]. L'efficience des marchés qui était indiscutable au début, est aujourd'hui un sujet de controverse qui continue entre ceux pour qui cette hypothèse reste largement vérifiée et ceux pour qui les preuves d'inefficience sont suffisantes pour la remettre en cause.

## 3 II. Les Tests D'efficience dans les

Marchés Émergents et Africains

La question de l'efficience dans les marchés des pays émergents a été étudiée par plusieurs auteurs pour comprendre l'influence de l'environnement économique et politique de ces pays sur l'efficience de leur marché. Plusieurs auteurs, Harvey [1995], Urrutia [1995], Bekaert et Harvey [2002], ont pu montrer que les marchés des pays émergents sont moins efficaces que ceux des pays développés. On constate en effet que les rendements



## 5 D) TEST DU RAPPORT DE LA VARIANCE (VARIANCE RATIO TEST)

appliquer une transformation qui consiste à lui retirer la composante déterministe. On appelle cela, un filtre TS. Cette composante déterministe est estimée par une régression de type MCO de la série  $(X_t)$  sur un polynôme en  $t$ . Par exemple, pour stationnariser le processus  $X_t = a_0 + a_1 t + \varepsilon_t$ , il suffit de déterminer les deux estimateurs  $a_0$  et  $a_1$  des deux coefficients, pour obtenir le processus stationnaire  $X_t - a_0 - a_1 t$ .

ii. Les processus DS Une série est dite intégrée d'ordre  $d$  (notée  $X_t \sim I(d)$ ), s'il est possible de la différencier  $d$  fois, afin de la stationnariser. De tels processus sont désignés par processus DS( $d$ ). Ils sont stationnarisés par l'application d'un filtre de  $d$  retards :  $\nabla^d X_t = X_t - X_{t-1} - \dots - X_{t-d}$ . Ils sont donc de la forme  $X_t = X_{t-d} + u_t$ , avec  $u_t$  un processus stationnaire. Les processus DS les plus utilisés, sont ceux d'ordre 1, et parmi eux, la marche aléatoire (au hasard) :  $X_t = X_{t-1} + \varepsilon_t$  avec  $\varepsilon_t \sim B(0, \sigma^2)$ .

. Par récurrence, on obtient :  $X_t = X_0 + \varepsilon_t + \varepsilon_{t-1} + \dots + \varepsilon_1$ ,  $E(X_t) = X_0$  et  $\text{Var}(X_t) = \sigma^2 t$ .

$\sigma^2 t$ . De tels processus, possèdent une moyenne constante mais une variance qui croît dans le temps. Ils ont donc, une non stationnarité stochastique. On les note (1). Cas de la marche aléatoire avec dérive constante: 1) avec dérive :  $X_t = X_{t-1} + a_1 t + a_0 + \varepsilon_t$  avec  $\varepsilon_t \sim \text{iid}(0, \sigma^2)$ . Si  $a_1 = 1$ , alors on a à faire à un processus DS avec dérive :  $I(1) + T^2$  qui peut être stationnarisé par retrait de la dérive et l'application d'un filtre DS. Si  $a_1 < 1$ , on a un processus TS avec dérive :  $I(0) + T^2$  qui peut être stationnarisé par le retrait de la dérive. D'où les hypothèses nulle  $H_0$  du test (DF) :  $a_1 = 1$ , contre  $H_1 : |a_1| < 1$ . En fait, dans la démarche DF, on étudie les variations  $\nabla X_t$  au lieu de  $X_t$ . On retire alors  $X_{t-1}$  des deux côtés de la régression et on considère trois modèles selon la dérive : . Cette statistique de Student, est tabulée par Dickey et Fuller et la règle de décision du test est la suivante : Si la valeur empirique de la statistique est supérieure à la valeur critique de la table, alors on accepte l'hypothèse nulle de non stationnarité de type stochastique (DS) et dans ce cas on stationnarise le processus par différenciation (application d'un filtre DS). Si la valeur empirique de la statistique est inférieure à la valeur critique de la table, alors on rejette l'hypothèse nulle de non stationnarité de type stochastique (DS). On a alors une non stationnarité de type TS qui, par retrait de la dérive, conduit à un processus AR(1) stationnaire.  $X_t = X_{t-1} + a_0 + \varepsilon_t$ ,  $X_t = X_0 + a_0 t + \varepsilon_t$  Global Journal of  $X_t = X_{t-1} + \varepsilon_t$ ,  $\nabla X_t = X_{t-1} + a_0 + \varepsilon_t$ ,  $\nabla X_t = X_{t-1} + a_1 t + a_0 + \varepsilon_t$ , Avec  $\varepsilon_t \sim \text{iid}(0, \sigma^2)$ . Le test devient alors  $H_0 : a_1 = 0$ , contre  $H_1 : a_1 < 0$ .

On teste ensuite les coefficients  $a_0$  et  $a_1$  à l'aide la statistique de Fisher. Pour le test amélioré de Dickey-Fuller (ADF test), on considère un modèle ARMA( $p, q$ ) de la forme :  $X_t = \phi_1 X_{t-1} + \phi_2 X_{t-2} + \dots + \phi_p X_{t-p} + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q}$ ,  $X_t = \phi_1 X_{t-1} + \phi_2 X_{t-2} + \dots + \phi_p X_{t-p} + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q}$ ,  $X_t = \phi_1 X_{t-1} + \phi_2 X_{t-2} + \dots + \phi_p X_{t-p} + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q}$ .

Le choix optimal des paramètres  $p$  et  $q$  est capital dans la sélection du modèle. Pour ce faire, deux grandes méthodes sont utilisées: La méthode de Box et Jenkins: identification, estimation et diagnostic (1976), qui se base sur l'analyse des fonctions des autocorrélations et auto-corrélations partielles. Le calcul des critères de choix : minimiser les critères AIC (Akaike Information Criterion) et BIC (Bayesien Information Criterion). Autrement dit, nous retenons le modèle ARMA( $p, q$ ) qui minimise ces critères en utilisant différentes valeurs pour  $p$  et  $q$ . Une fois les paramètres  $p$  et  $q$  déterminés, on écrit le terme d'erreur  $\varepsilon_t$  sous l'une des trois formes suivantes :  $\nabla X_t = \nabla X_{t-1} + \varepsilon_t$ ,  $\nabla X_t = \nabla X_{t-1} + a_0 + \varepsilon_t$ ,  $\nabla X_t = \nabla X_{t-1} + a_1 t + a_0 + \varepsilon_t$ .

Et on teste selon la même procédure qu'avant, l'hypothèse  $a_1 = 1$ .

### 5 d) Test du rapport de la variance (variance ratio test)

Une autre approche aussi fréquemment utilisée pour tester si les cours des actifs financiers sont prévisibles, est le test du rapport de la variance (variance ratio test) de Lo et MacKinlay (1988, 1989). Le principe de ce test, est basé sur un résultat caractéristique de la marche aléatoire, qui fait que la variance sur une suite de «  $q$  » périodes, est la variance d'une seule période multipliée par «  $q$  ». Autrement dit :  $\text{Var}(P_t - P_{t-1}) = q \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$ . Le ratio de la variance (VR), est alors défini comme suit :  $\text{VR}(q) = \frac{1}{q} \frac{\text{Var}(P_t - P_{t-1})}{\text{Var}(P_t - P_{t-1})}$ .

2

Pour un échantillon de taille  $n$  ( $n$  observations), le calcul de  $\text{VR}(q)$  et  $\text{VR}(1)$ , est obtenu en utilisant les formules :  $\text{VR}(q) = \frac{1}{q} \frac{\text{Var}(P_t - P_{t-1})}{\text{Var}(P_t - P_{t-1})}$ . Avec : 1.  $h = q(nq + 1 - q)(1 - q)$  2.  $U = 1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  3.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  4.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  5.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  6.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  7.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  8.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  9.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  10.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  11.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  12.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  13.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  14.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  15.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  16.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  17.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  18.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  19.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  20.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  21.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  22.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  23.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  24.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  25.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  26.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  27.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  28.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  29.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  30.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  31.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  32.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  33.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  34.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  35.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  36.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  37.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  38.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  39.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  40.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  41.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  42.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  43.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  44.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  45.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  46.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  47.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  48.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  49.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  50.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  51.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  52.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  53.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  54.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  55.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  56.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  57.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  58.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  59.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  60.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  61.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  62.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  63.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  64.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  65.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  66.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  67.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  68.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  69.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  70.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  71.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  72.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  73.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  74.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  75.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  76.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  77.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  78.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  79.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  80.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  81.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  82.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  83.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  84.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  85.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  86.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  87.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  88.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  89.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  90.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  91.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  92.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  93.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  94.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  95.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  96.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  97.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  98.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  99.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$  100.  $1 - nq \cdot \text{Var}(P_t - P_{t-1})$

Où  $\text{VR}(q)$ , est la variance asymptotique au ratio de la variance sous l'hypothèse d'homoscédasticité et  $\text{VR}(1)$ , la variance asymptotique au ratio de la variance sous l'hypothèse d'hétéroscédasticité, que nous pouvons définir par :  $\text{VR}(q) = \frac{2(2q-1)(q-1)}{3n(q-2)} \cdot \text{VR}(1)$ .

Avec  $\text{VR}(1)$ , est l'estimateur de la consistance de l'hétéroscédasticité calculé par :  $\text{VR}(1) = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (P_t - P_{t-1})^2$ .

2 e) Les tests de changements de signe (runs test) Ce test (largement utilisé dans la littérature sur l'efficiencia (Christine Stachowiak, 2002)), mesure le degré de dépendance existant à travers des séries historiques de rentabilité indépendamment de leur distribution. Il s'appuie uniquement sur les suites de signes (+/-) des variations (positives/négatives) des rentabilités. On le qualifie de non paramétrique pour signifier qu'il ne prend pas en compte les paramètres liés à la forme de la distribution, ni aux amplitudes des réalisations. Son avantage

est qu'il évite que l'analyse de régression ne conduise à un coefficient de corrélation fortement modifié, suite à des variations extrêmes. Un « run » positif, est une séquence de fluctuations précédée par une fluctuation nulle ou négative et inversement pour un run négatif. Le nombre total des runs, est la somme du nombre de runs positifs et de runs négatifs. Ces trois nombres caractérisent l'aspect aléatoire de la série. Dans le cas où les changements de cours des actifs seraient positivement corrélés, on devrait observer de longs runs positifs ou négatifs (chaque run contient un nombre important de signes identiques), alors que si les changements de cours sont négativement corrélés, on devrait avoir des runs courts, c'est-à-dire des changements répétés de signe. Si les changements sont indépendants, aucun des deux cas ne devrait être observé. Dans un marché efficient, les séries sont sans corrélations (distribuées au hasard), les signes des changements de cours sont distribués de manière aléatoire, le nombre de runs positifs et le nombre de runs négatifs sont approximativement égaux, et le nombre total de runs suit une distribution normale dont on peut calculer l'espérance et l'écart type :  $r = (2N + \sum_{i=1}^N r_i) / N + 1$  Et  $r^2 = 2N + \sum_{i=1}^N r_i^2 - (2N + \sum_{i=1}^N r_i)^2 / N$  (N ? 1)

Où N est le nombre d'échantillons,  $N_+$  le nombre total de + et  $N_-$  le nombre total de -, alors  $N = N_+ + N_-$ . Le test statistique est donc basé sur l'appréciation de manière statistique de la différence entre le nombre de runs espérés dans un contexte purement aléatoire  $r$  et le nombre de runs R effectivement observés pour l'échantillon. Il suffit ensuite de calculer avec quelle probabilité le nombre R de runs observés tombe dans l'intervalle:  $r \pm a \sqrt{r}$  ?  $R \pm a \sqrt{r}$  ?  $r \pm a \sqrt{r}$ . Cela revient donc à faire un test d'hypothèse avec  $a=1,96$  pour un test à 5%. Pour simplifier le test, nous utiliserons la statistique  $z = (R - r) / \sqrt{r}$ . Rejeter ou accepter l'hypothèse nulle du comportement aléatoire et indépendant des rendements, repose donc sur la valeur de la statistique z. Si  $P(z) > 5\%$  (P-value), on ne peut donc qu'accepter l'hypothèse nulle, si non on la rejette.

V.

## 6 Statistiques Descriptives des Séries Étudiées

Le tableau1 suivant, présente les statistiques descriptives des rendements des 4 indices étudiés. Conformément à la règle de décision (IV.B), les rendements des 4 séries sont auto-corrélés, car il existe au moins un pas pour lequel  $BP(q) > \hat{\gamma}^2(q)$ . Par ailleurs, nous constatons que les coefficients de corrélation sérielles, sont en général positifs et cela, quel que soit l'ordre d'auto-corrélation. La seule interprétation que nous pouvons donner à ce phénomène, est qu'une hausse des rendements, est souvent suivie par une autre hausse, et inversement, ce qui laisse entendre que l'évolution de ces indices, dépend de leur état actuel et passé, chose qui est tout à fait contradictoire avec le principe de base de la forme faible de l'efficience des marchés financiers. b) Test de racine unitaire (test de stationnarité) Pour pouvoir identifier le nombre optimal des retards à prendre en considération pour les modèle ARMA(p,q), nous avons pris en considération deux approches: les critères d'informations et l'analyses des Pour remédier à ce problème qualifié de « Bad model problem », (FAMA, 1969), nous avons utilisé le critère d'information d'Akaike et Schwartz pour un ensemble de retard (1 à 4 pour p et 1 à 4 pour q). Nous nous sommes alors retrouvés avec 32 modèles pour chaque variable. Les résultats de ces calculs sont exposés dans le l'annexe A2. Conformément à cette approche, nous utiliserons les modèles ARMA(p,q) suivants : AIC BIC p q p q RMA1 1 1 1 1 RBNQ 1 1 1 1 RASSUR 2 4 2 4 RIMMO 4 2 3 2

Le graphique de la fonction d'auto-corrélation comme celui de la fonction d'auto-corrélation partielle des résidus, ne contiennent pas de pics significativement différents de zéro, sauf pour l'indice du secteur de l'immobilier. Par conséquent, les résidus  $\hat{\epsilon}_t(i,t)$  issus des 3 autres modèles (y compris l'indice général du marché marocain), forment un bruit blanc. Nous pouvons donc juger sur la base d'une spécification ARMA, que la marche  $\hat{\epsilon}_t$  est un bruit blanc.

<sup>1</sup>Tests Del' Efficience Du Marché Financier Marocain

<sup>2</sup> $t_i=1$ . Ces processus, en plus de la non constance de la variance, ont une espérance  $E(X_t) = X_0 + a_0 t$ , qui croit avec le temps. On les note  $I(1) + T$ , pour marquer que la moyenne dérive en  $t$ . Ca de dérive croissante avec le temps :  $X_t = X_{t-1} + a_0 + a_1 t + \epsilon_t$ , alors  $X_t = X_0 + a_0 t + a_1 t^2 + \epsilon_t$   $t_i=1$ . On les note,  $I(1) + T^2$  pour marquer que la moyenne dérive en  $t^2$ .

<sup>3</sup>© 2015 Global Journals Inc. (US) 1

<sup>4</sup>© 2015 Global Journals Inc. (US)

<sup>5</sup>© 2015 Global Journals Inc. (US) Tests Del' Efficience Du Marché Financier Marocain



Figure 1:

Toutes les bourses arabes étudiées, étaient inefficaces au sens faible et expriment une grande sensibilité aux chocs passés. Omran et Farrar [2006], ont examiné les marchés de l’Egypte, la Jordanie, le Maroc, la Turquie et l’Israël en utilisant les principaux indices boursiers. Ils ont utilisé les données hebdomadaires à partir de Janvier 1996 à Avril 2000. Les résultats, ont rejeté l’hypothèse de la marche aléatoire pour tous les marchés, à l’exception de l’indice du marché boursier d’Israël (TA100), qui semble suivre une marche aléatoire.

### III. Le cas du Marché Marocain

Les études plus spécifiques au marché marocain, sont peu nombreuses. Rahaoui [2007], a étudié des séries de données mensuelles et journalières de certaines sociétés cotées sur la bourse de Casablanca (MADEX) sur une période du 1 Janvier 2003

au 31 Décembre 2006 en appliquant un modèle simpliste AR(1). Il conclut à l’efficacité du marché financier marocain. Cette conclusion semble hâtive, car

elle nécessite d’être étayée par d’autres tests paramétriques et non paramétriques pour appuyer, surtout que l’hypothèse du « modèle inadéquat » de Fama [1991, « Bad model »], peut être soulevée.

Khalid Bakir [2002], en travaillant sur les données quotidiennes de 28 valeurs cotées sur la bourse des valeurs de Casablanca pour une durée allant de Janvier 1996 à Décembre 2000 et en s’appuyant sur un ensemble de tests (les autocorrélations, le test des runs,?), rejette aussi l’hypothèse de l’efficacité au sens faible du marché financier marocain. Plus récemment dans leur travail, El Khattab et Moudine [2014], ont utilisé une modélisation ARIMA(p,d,q), puis les tests des autocovariances pour tester la forme faible de l’efficacité du marché financier marocain. En utilisant les données journalières sur l’indice MASI pour une période allant de 2004 à 2012 et en se basant sur le test de Ljung-Box, ils rejettent l’hypothèse nulle de l’efficacité du marché financier marocain au sens faible. Ils ajoutent aussi, que les deux autres formes de l’efficacité, semi-forte et forte, sont systématiquement rejetées. Notre étude a pour objectif d’étudier la forme faible de l’efficacité de la bourse de Casablanca (BVC), à l’aide de tests sur les données journalières de 4 indices : MASI (Moroccan All Shares Index) qui est l’indice général de la bourse marocaine, l’indice du secteur des banques (BNQ), l’indice du secteur des assurances (ASSUR)

## IV. La Méthodologie des Tests D’efficacité Faible

### a) Les tests directs

Botswana et la Côte d’Ivoire. A l’exception de la Namibie, le Kenya et le Zimbabwe, pour tous les autres marchés boursiers (y compris le Maroc), l’hypothèse de la marche aléatoire, et donc de l’efficacité, est rejetée. Enowbi et al. [2009], ont aussi examiné la forme faible de l’efficacité de quatre marchés boursiers africains à savoir l’Egypte, le Maroc, l’Afrique du Sud et la Tunisie, en utilisant les données quotidiennes du 4 Janvier 2000 au 26 Mars 2009. Les résultats indiquent, qu’à l’exception de la bourse sud-africaine, l’hypothèse d’efficacité est rejetée. Al-Khazali et al. [2007], ont étudié le comportement des principaux in-

iii.  
Year  
Volume XV Issue II Version I  
)  
(  
Management and Business Research

Figure 3:



a) Test des auto-corrélations

Si un marché financier est efficient, nous devons obtenir des auto-corrélations nulles ou significativement différentes de zéro. Cette constatation est vérifiée sur le marché marocain puisque l'auto-corrélation d'ordre 1 est supérieure à 30% pour les deux séries.

MA SI BNQ ASSUR IMMO 8526.

Global Journal of Management and Business Research	Volume XV	Issue II	Version I	Year ( )					
Minimum Std. Dev. Jarque-Bera	2780.240370	570.63706790	3240.2457812	559.4076	0.221926209	0.2115925843	1.638462149	1.582188	0.000000000
Skewness Kurtosis Probability	- -	- 0.149784	- -	0.000000000	0.000000000	0.000000000	0.000000000	0.000000000	0.000000000
Jarque-Bera Probability	257.3693139	273.29488921	369.3139	273.29488921	0.000000000	0.000000000	0.000000000	0.000000000	0.000000000

[Note: Cà nos attentes\* Table de Chi2 au seuil de 5%.]

Figure 4:

Tests Del' Efficience D  
3 parmi 4 rendements d'actifs spécifiés, ne correspond pas à l'hypothèse d'une marche aléatoire. Ci-après, le  
-.08 \* seuil de 5%

02

030405 060708091011121

© 2015 Global Journals Inc. (US) 1

[Note: C Figure 2 : Représentation des rendements des indices boursiers L]

Figure 5:

[Al-Khazali and Ding] , O Al-Khazali , D Ding , PyunC .

[French et al.] , K R French , G W Schwert , R F Stambaugh .

[Malkiel] , B Malkiel .

[ Journal of Financial Economics ()] , *Journal of Financial Economics* 1987. 19 p. .

[Shiller et al. ()] , R J Shiller , Mit ; «market The , Press . 1989. Cambridge, MA.

[Fama et al. ()] , E; Fama , M; «filter Blume , Rules , Stock Market , Trading . *Journal of Business* 1996. 39 p. .

[Lo et al. ()] , A Lo , A Mackinlay , C; «a Non . 1999. Princeton, NJ: Princeton University Press.

[Khattab et al. ()] , El Khattab , M; «essai Et Chourouk , Sur L'efficience . *Informationnelle Du Marché Boursier Marocain*», *Global Journal of Management and Business Research: C Finance* 2014. 14 (1) p. .

[ANNEXE: FAC des rendements des 4 indices] ANNEXE: FAC des rendements des 4 indices, (RMASI 1)

[Bakir ()] 'efficience des marches financiers des pays émergents: l'exemple de la bourse de Casablanca'. K ; «l' Bakir . *Association Française de Finance (AFFI)* 2002. 23 p. .

[Fama ()] 'Efficient Capital Market: A Review of Theory and Empirical Work'. E Fama . *Journal of Finance* 1970. p. .

[Fama ()] 'Efficient Capital Markets: II'. E Fama . *Journal of Finance* 1991. 46 p. .

[Fama ()] 'Efficient Capital Markets: Reply'. E Fama . *Journal of Finance* 1976. 31 (1) p. .

[Geert et al. ()] B; Geert , R Campbell , Harvey . *Research in Emerging Markets Finance: Looking to the Future*», 2002. p. .

[Grossman and Stiglitz ()] S Grossman , J E; « Stiglitz . *On the impossibility of informationally efficient markets*, 1980. 70 p. .

[Malkiel ()] B Malkiel . *The Efficient Market Hypothesis and Its Critics*, 2003. p. .

[Gilmore and Mcmanus ()] *Random walk and efficiency tests of Central European equity markets*», *Managerial Finance*, C; Gilmore , G Mcmanus . 2002. 29 p. 42.

[Jensen ()] 'Some anomalous evidence regarding market efficiency'. M Jensen . *Journal of Financial Economics* 1978. 6 p. .

[French and Roll ()] 'Stock return variances: The arrival of information and the reaction of traders'. K R French , R Roll . *Journal of Financial Economics* 1986. 17 p. .

[Abdmoulah ()] *Testing the Evolving Efficiency of 11 Arab Stock Markets*» Arab Planning Institute, W Abdmoulah . 2009. Kuwait, Information Center in API. p. . (Working Paper no 0907)

[Abraham et al. ()] 'Testing the Random Behavior and Efficiency of the Gulf Stock Markets'. A Abraham , Seyyed , S Alsakran . *The Financial Review* 2002. 37 p. .

[Enowbi et al. ()] 'Testing the weak-form market efficiency and the day of the week effects of some African countries'. M Enowbi , B; Guidi , K Mlambo . *6th African Finance Journal Conference*, (Cape Town, South Africa) 19116. 2009. p. .

[Urrutia ()] 'Tests of random walk and market efficiency for Latin American emerging markets'. J Urrutia . *Journal of Financial Research* 1995. 18 p. .

[Omran et al. ()] 'Tests of weak form efficiency in the Middle East emerging markets'. Omran , S Farrar , V; « . *Studies in Economics and Finance* 2006. 23 p. .

[Mlambo and Biekpe ()] 'The efficient market hypothesis: Evidence from ten African stock markets'. C Mlambo , N Biekpe . » *Investment Analysts Journal* 2007. 66 p. .

[Geert et al. ()] 'Varying World Market Integration'. B; Geert , R Campbell , Harvey , Time . *Journal of finance* 1995. (2) p. .

[Random ()] *Walk Down Wall Street*, «a Random . 1973. Norton, New York.

[Roll ()] 'What every CFO should know about scientific progress in economics: What is known and what remains to be resolved'. R Roll . *Financial Management* 1994. 23 p. .

[Fama et al. ()] 'Yields and Expected Stock Returns'. E; Fama , K R French , Dividend . *Journal of Financial Economics* 1998. 22 p. .

[«A new variance ratio test of random walk in emerging markets: A revisit ()] «A new variance ratio test of random walk in emerging markets: A revisit, 2007. 42 p. .

[Rahaoui ()] «L'efficience informationnelle du marché financier Marocain : L'impact d'un profit warning sur les cours boursiers», *Mémoire Online*, R Rahaoui . 2007. p. .