Volume 15 Issue 6
Originally issued as C2

Global Journal of Management and Business Research: C Finance
Volume 15 Issue 2 Version 1.0 Year 2015
Type: Double Blind Peer Reviewed International Research Journal
Publisher: Global Journals Inc. (USA)
Online ISSN: 2249-4588 & Print ISSN: 0975-5853

# Tests Del' Efficience Du Marché Financier Marocain

By Chiny Faycal & MIR Ahmed

*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

*Keywords: markets efficiency, casablanca stock market, econometric tests.*

*GJMBR - C Classification : JELCode : E44*

*Strictly as per the compliance and regulations of:*

© 2015. Chiny Faycal & MIR Ahmed. This is a research/review paper, distributed under the terms of the Creative Commons Attribution-Noncommercial 3.0 Unported License http://creativecommons.org/licenses/by-nc/3.0/), permitting all non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

# Tests Del' Efficience Du Marché Financier Marocain

Chiny Faycal [α] & MIR Ahmed [σ]

*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 chercheures et des professionnels donnants 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.

*Keywords: markets efficiency, casablanca stock market, econometric tests.*

## I. Introduction

*Du concept à la controverse*

Les 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 inefficiente. Dans ce cas de marché inefficient, 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

*Author α: 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 σ: Directeur du L.G.I.I, ENSA Agadir, Maroc.*



© 2015 Global Journals Inc. (US)

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 communié 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.

## 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 efficients que ceux des pays développés. On constate en effet que les rendements des marchés émergents ont des corrélations sérielles plus élevées que celles observées dans les marchés développés en raison de la faible fréquence des transactions, de la lenteur des ajustements et de l'environnement juridique. L'analyse technique dans les marchés émergents, possède encore un pouvoir prédictif qui rapporte des bénéfices.

Cependant, certains auteurs estiment que cette prévisibilité n'est pas trop statistiquement significative. Le résultat qui ressort de ces différentes études est la disparité des résultats selon les pays, les périodes d'analyse (journalières, hebdomadaires, mensuelles ou annuelles), les échantillons et les techniques d'analyse et des tests. Ces disparités, entretiennent le débats et la controverse autour de cette hypothèse d'efficiences de marché qui est encore aujourd'hui l'une des énigmes les plus importante de la théorie économique et financière. Les marchés africains ont fait l'objet de certaines études notamment les travaux Mlambo et Biekpe [2007], qui ont étudié l'hypothèse de l'efficience au sens faible de dix marchés boursiers africains en utilisant les données quotidiennes pour des périodes allant de Janvier 1997 à Mai 2002. Les marchés étudiés étaient celui de l'Egypte, le Kenya, le Zimbabwe, le Maroc, Maurice, la Tunisie, le Ghana, la Namibie, le 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'efficience, est rejetée. Enowbi et al. [2009], ont aussi examiné la forme faible de l'efficience 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'efficience est rejetée. Al-Khazali et al. [2007], ont étudié le comportement des principaux indices de huit marchés boursiers de la région MENA (le Bahreïn, la Jordanie, le Koweït, le Maroc, Oman, l'Arabie Saoudite, la Tunisie et l'Egypte). Ils ont utilisé les données hebdomadaires allant d'Octobre 1994 à Décembre 2003. Ils ont constaté qu'aucun de ces marchés, ne répond positivement à l'hypothèse de la marche aléatoire. Ils imputent leurs résultats au faible nombre des opérations de négociation et aussi à la jeunesse de ces marchés. Cependant, lorsque les rendements des indices ont été corrigés (biais statistiques), ils ne pouvaient plus rejeter l'hypothèse de l'efficience au sens faible pour aucun de ces marché.

Abdmoulah [2009], a étudié les marchés financiers de 11 pays arabes, l'Arabie Saoudite, le Koweït, la Tunisie, Dubaï, l'Egypte, le Qatar, la Jordanie, Abou Dhabi, le Bahreïn, le Maroc et Oman, en utilisant les données quotidiennes de leurs indices principaux.



© 2015 Global Journals Inc. (US)

Toutes les bourses arabes étudiés, étaient inefficientes 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'efficience 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 auto-corrélations, le test des runs,…), rejette aussi l'hypothèse de l'efficience 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 auto-covariances pour tester la forme faible de l'efficience 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'efficience du marché financier marocain au sens faible. Ils ajoutent aussi, que les deux autres formes de l'efficience, semi-forte et forte, sont systématiquement rejetées. Notre étude a pour objectif d'étudier la forme faible de l'efficience de la bourse de Casablanca (BVC), à l'aide de tests sur les données journalières de 4 indices : MASI (Moroccan All Shares Indexe) qui est l'indice général de la bourse marocaine, l'indice du secteur des banques (BNQ), l'indice du secteur des assurances (ASSUR) et l'indice de secteur de l'immobilier (IMMO), et ce pour une période qui s'étale sur 12 ans (du 01/01/2002 au 31/12/2013).

Nous rappellerons dans un premier temps les différents tests utilisés dans la littérature pour étudier l'efficience faible des marchés. Puis nous présenterons les séries chronologiques relatives aux quatre indices, pour enfin commenter les résultats des tests réalisés.

## IV. La Méthodologie des Tests D'efficience Faible

*a) Les tests directs*

Ces tests, sont fondés sur l'idée intuitive qu'il est possible de concevoir des stratégies actives basées sur l'exploitation graphiques des évolutions du cours (chartisme) pouvant battre le marché. Ces stratégies actives, sont donc censées procurer des gains supérieurs à ceux obtenus à l'aide d'une stratégie passive (naïve) consistant à acheter l'ensemble du portefeuille à un instant donné et à le revendre entièrement à la fin de la période du test (by and hold strategy). Fama et Blume [1966], ont réalisé ce type de test sur le marché américain en utilisant une méthode active de filtres, consistant à acheter lorsque le prix augmente de X% ou plus et de le revendre lorsque le cours baisse de plus de X%.

Ils ont essayé plusieurs filtres allant de 0,5% à 20% et sont arrivés à la conclusion que seul le filtre de 0.5% donne une rentabilité supérieure à celle du portefeuille passif (en absence des coûts des transactions). Ce résultat ne relève pas d'inefficience captée par cette technique de filtrage et semble donc en faveur de l'efficience de ce marché. Dumontier [1989], a testé la méthode sur le marché des actions de Paris. Il a comparé la rentabilité d'un portefeuille géré de façon passive avec des portefeuilles gérés de manière active grâce aux moyennes mobiles. Il a obtenu des résultats inférieurs à la stratégie passive ce qui ne contredit pas non plus l'efficience du marché.

*b) Test des Auto-corrélations*

Ce test traduit une façon intuitive de vérifier la marche aléatoire en testant si les corrélations sérielles $\hat{\rho}_k$ sont nulles.

$$\hat{\rho}_k = \frac{\sum_{t=k+1}^{T}(R_t - \bar{R})(R_{t-k} - \bar{R})}{\sum_{t=1}^{T}(R_t - \bar{R})^2};\ 0 \le k \le T-1,$$

$$\bar{R} = \frac{1}{T}\sum_{t=k+1}^{T}(R_t)$$

Ce qui revient à tester l'hypothèse nulle $H_0$ : $\rho_1 = \rho_2 = \cdots \rho_k \cdots = \rho_T = 0$ , Si les séries sont indépendantes et identiquement distribuées, la distribution asymptotique de $\sqrt{T}\hat{\rho}_k \to N(0,1)$ ce qui permet d'en déduire que la statistique $T\sum_{k=1}^{q}\hat{\rho}_k^2$, tend vers une loi Khi deux à q degré de liberté. Cette statistique, est désignée par la statistique de Box Pierce, connu également sous le nom de test de Portemanteau :

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



© 2015 Global Journals Inc. (US)

Où T est le nombre d'observations de la série et q le nombre de retard. En pratique, si $BP(q) < \chi^2(q)$, alors on accepte l'hypothèse de la marche aléatoire. Il y a aussi la version de la statistique de Ljung-Box :

$$LB(q) = T.(T+2)\sum_{k=1}^{q}\left(\hat{\rho}_k^2/_{T-k}\right)$$

*c) Test de la racine unitaire (ou de non stationnarité) pour les processus ARMA (p,q)*

Ce test suppose que les séries chronologiques obéissent à un modèle ARMA(p,q). Cependant ce type de modèle nécessite la stationnarité des séries chronologiques, pour garantir la pertinence des prévisions. La stationnarité traduit l'invariance de la loi de distribution des processus. Cela ne veut pas dire que les réalisations soient invariantes mais qu'il s'agisse du même processus qui se répète dans le temps avec, naturellement, des réalisations fluctuantes. La stationnarité, est une propriété fondamentale dans les modèles ARMA car en cas de non stationnarité, les techniques de modélisation par régression peuvent conduire à des de fausses régressions (régressions fallacieuses ou factices) qui n'ont aucun sens économiquement. D'autre part ces modèles sont sensibles aux chocs dus à des événements imprévisibles, les effets de ces chocs sont amortis et absorbés en cas de stationnarité alors qu'ils restent permanents dans le cas contraire. C'est la raison pour laquelle les chercheurs ont développé des techniques de filtrage en vue de stationnariser les séries étudiées.

La stationnarité, telle qu'elle est définies précédemment, est difficile à démontrer pour les données statistiques du marché, car il faut pour cela que tous les moments (une infinité) soient constants (par rapport au temps). Usuellement, on se limite à la stationnarité faible, ou d'ordre 2, qui est définie par la constance des moments d'ordre un et deux. De tels processus, possèdent donc une espérance (moment d'ordre un) et une variance et auto covariances (moments d'ordre deux) indépendantes du temps. Ces processus stationnaires, sont appelés aussi processus intégrés d'ordre 0 et notés I(0) pour signifier qu'ils n'ont besoin d'aucune transformation (filtre) pour les stationnariser. La difficulté réside alors dans le fait qu'il existe différentes sources de non stationnarité et qu'à chaque origine de la non stationnarité, est associée une méthode de stationnarisation. Les deux classes de processus non stationnaires sont les processus TS (Trend stationnary) et les processus DS (Differency stationnary).

i. *Les processus TS*

Pour ces processus, c'est la moyenne (moment d'ordre 1) qui est évolutive, on parle alors de non stationnarité de type déterministe. De tels processus s'écrivent: $X_t = f(t) + \mu_t$, où $f(t)$, est un une fonction polynomiale du temps et $\mu_t$, un processus stationnaire.

Dans ce cas, $X_t - f(t) = I(0)$ c'est-à-dire un processus intégré d'ordre 0. Les cas les plus fréquents en séries économiques et financières, sont ceux pour les quels $f(t)$ est un polynôme d'ordre 1 et $\mu_t = \varepsilon_t$:

$$X_t = a_0 + a_1 t + \varepsilon_t,$$

$$E(X_t) = E(a_0 + a_1 t + \varepsilon_t) = a_0 + a_1 t,$$

$$V(X_t) = E[(X_t - E(X_t)^2] = E[(\mu_t)^2] = \sigma_\mu^2,$$

$$Cov(X_t, X_s) = E\left[(X_t - E(X_t).(X_s - E(X_s))\right] = E[\mu_t.\mu_s] = \sigma_{ts}^2 \; ; \forall\, t \neq s.$$

Le processus TS, traduit l'existence de fluctuations stationnaires représentées par sa variance autour d'une tendance déterministe estimée par les coefficients de l'ordonnée à l'origine et la pente. Si $a_0 = a_1 = 0$, le processus TS sans dérive est stationnaire, le processus est intégré d'ordre 0 et il est désigné par $I(0)$. Si $a_0 \neq 0$ et $a_1 = 0$, le processus est noté $I(0) + C$ (dérive constante). Si $a_0 \neq 0$ et $a_1 \neq 0$, il est noté $I(0) + T$, (dérive linéaire avec le temps). Pour stationnariser un processus TS, il suffit de lui 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 $X_t = a_0 + a_1 t + \mu_t$, il suffit de déterminer les deux estimateurs $\hat{a}_0$ et $\hat{a}_1$ des deux coefficients, pour obtenir le processus stationnaire $X_t - \hat{a}_0 - \hat{a}_1 t$.

ii. *Les processus DS*

Une série est dite intégrée d'ordre d (notée $X_t \rightsquigarrow I(d)$), 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 : $(1 - L^d)X_t = X_t - X_{t-d}$. 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 $\varepsilon_t = B.B(0, \sigma_\varepsilon^2)$. Par récurrence, on obtient : $X_t = X_0 + \sum_{i=1}^{t} \varepsilon_i$, $E(X_t) = X_0$ et $Var(X_t) = \sum_{i=1}^{t} \varepsilon_i = \sum_{i=1}^{t} \sigma_\varepsilon^2 = t\,\sigma_\varepsilon^2$. De tels processus, possèdent une moyenne constante mais une variance qui croit dans le temps. Ils ont donc, une non stationnarité stochastique. On les note $I(1)$. Cas de la marche aléatoire avec dérive constante: $X_t = X_{t-1} + a_0 + \varepsilon_t$, $X_t = X_0 + a_0 t + \sum_{i=1}^{t} \varepsilon_i$. 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 : $X_t = X_{t-1} + a_0 + a_1 t + \varepsilon_t$, alors $X_t = X_0 + a_0 t + a_1 t^2 + \sum_{i=1}^{t} \varepsilon_i$. On les note, $I(1) + T^2$ pour marquer que la moyenne dérive en $t^2$.



© 2015 Global Journals Inc. (US)

iii. *Test de la racine unitaire (ou de non stationnarité)*

Ce test, permet de déterminer le caractère TS ou DS d'une série et par conséquent le filtre à introduire pour la stationnariser. Il est basé sur la recherche de racine unitaire dans le polynôme caractéristique de la série. En effet, si une série possède au moins une racine unitaire, elle n'est pas stationnaire, tandis qu'une série qui n'a pas de racine unitaire est stationnaire asymptotiquement. Les tests de Dickey-Fuller, de Dickey-Fuller augmenté [1981], de Philips et Perron [1988] et Kwitkowski [KPSS, 1992], sont les standards dans ce type de tests de stationnarité. Le test de Dickey Fuller et sa version augmentée ADF (Augmented Dickey & Fuller), sont les plus célèbres de la littérature. La version primitive de ce test (DF), considère un AR(1) avec dérive : $X_t = \varphi X_{t-1} + a_1 t + a_0 + \varepsilon_t$ avec $\varepsilon_t = iid(0, s^2)$. Si $\varphi$=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 $|\varphi| < 1$, 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): $\varphi = 1$, contre $H_1$ : $|\varphi| < 1$. En fait, dans la démarche DF, on étudie les variations $\Delta X_t$ 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 : $\Delta X_t = \rho X_{t-1} + \varepsilon_t$, $\Delta X_t = \rho X_{t-1} + a_0 + \varepsilon_t$, $\Delta X_t = \rho X_{t-1} + a_1 t + a_0 + \varepsilon_t$, Avec $\rho = \varphi - 1$. Le test devient alors $H_0 : \rho = 0$, contre $H_1 : \rho < 0$. Il suffit d'estimer la régression (3) par les moindres carrés et tester ensuit $\rho = 0$ an moyen de la statistique de Student. Le test est réalisé à l'aide de la statistique $t_{\hat{\rho}} = \frac{\hat{\rho} - 0}{\sqrt{V(\hat{\rho})}}$.

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.

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 : $X_t = \alpha_1 X_{t-1} + \alpha_2 X_{t-2} + \cdots + \alpha_p X_{t-p} + \beta_1 \varepsilon_{t-1} + \beta_2 \varepsilon_{t-2} + \cdots + \beta_q \varepsilon_{t-q}$ ,

$$X_t = \sum_{i=1}^{p} \alpha_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^{q} \beta_j \varepsilon_{t-j}$$

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 auto-corrélations 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 modèles 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 $\Delta X_t$ sous l'une des trois formes suivantes :

$$\Delta X_t = \varphi X_{t-1} + \sum_{j=1}^{p} \gamma_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t, \Delta X_t =$$

$$\varphi X_{t-1} + a_0 + \sum_{j=1}^{p} \gamma_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t, \Delta X_t =$$

$$\varphi X_{t-1} + a_1 t + a_0 + \sum_{j=1}^{p} \gamma_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t$$

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

*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 seul période multipliée par « q ». Autrement dit :

$\mathrm{Var}(P_t - P_{t-q}) = q.\mathrm{Var}(P_t - P_{t-1})$. Le ratio de la variance (VR), est alors défini comme suit :

$$VR(q) = \frac{\frac{1}{q}\left(\mathrm{Var}(P_t - P_{t-q})\right)}{\mathrm{Var}(P_t - P_{t-1})} = \frac{\sigma^2_{(q)}}{\sigma^2_{(1)}}$$

Pour un échantillon de taille $\varkappa_{q+1}$ ( $\varkappa_{q+1}$ observations), le calcule de $\sigma^2_{(q)}$ et $\sigma^2_{(1)}$, est obtenu en utilisant les formules:

$$\sigma^2_{(q)} = {\sum_{i=q}^{\varkappa_q} (P_t - P_{t-q} - q\hat{u})^2}\Big/{h}.$$

Avec :

$$1.\, h = q(nq + 1 - q)(1 - [{}^{q}/_{nq}])$$

$$2.\, \hat{U} = {}^{1}/_{nq}\left[\sum_{t=1}^{nq} (P_t - P_{t-1})\right] = {}^{1}/_{nq}\left(P_{nq} - P_0\right),$$

$$\sigma^2_{(1)} = \frac{\sum_{t=1}^{nq} (P_t - P_{t-1} - \hat{u})^2}{nq - 1}$$

Sous l'hypothèse de l'homoscédasticité ou de l'hétéroscédasticité, deux statistiques, $Z(q)$ et $Z^*(q)$ sont calculées par Lo et MacKinlay [1988], en utilisant les formules suivantes :



© 2015 Global Journals Inc. (US)

$$Z(q) = \frac{VR(q) - 1}{[\emptyset(q)]^{1/2}} \sim N(0,1)$$

$$Z^*(q) = \frac{VR(q) - 1}{[\emptyset^*(q)]^{1/2}} \sim N(0,1)$$

Où $\emptyset(q)$, est la variance asymptotique au ratio de la variance sous l'hypothèse d'homoscédasticité et $\emptyset^*(q)$, la variance asymptotique au ratio de la variance sous l'hypothèse d'hétéroscédasticité, que nous pouvons définir par :

$$\emptyset(q) = {2(2q-1)(q-1)}/{3n(q)^2}$$

$$\emptyset^*(q) = \sum_{j=1}^{q-1} \left({2(q-j)}/{q}\right)^2 . \delta(j)$$

Avec $\delta(j)$, est l'estimateur de la consistance de l'hétéroscédasticité calculé par :

$$\delta(j) = \frac{\sum_{j+1}^{nq}(P_t - P_{t-1} - \hat{u})^2 . (P_{t-1} - P_{t-j-1} - \hat{u})^2}{\left(\sum_{t=1}^{nq}[P_t - P_{t-1} - \hat{u}]^2\right)^2}$$

*e) Les tests de changements de signe (runs test)*

Ce test (largement utilisé dans la littérature sur l'efficience (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 :

$$\mu_r = \frac{(2N_+ . N_-)}{N} + 1$$

Et

$$\sigma_r^2 = \frac{2N_+ . N_- (2N_+ . N_- - N)}{N^2(N-1)}$$

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 $\mu_r$ 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: $\mu_r - a\sigma_r \leq R \leq \mu_r + a\sigma_r$. 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 $z = (R - \mu_r)/\sigma_r$. 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. Statistiques Descriptives des Séries Étudiées

Le tableau1 suivant, présente les statistiques descriptives des rendements des 4 indices étudiés.

*Tableau 1:* Statistiques Descriptives Des Indices Boursiers En Niveau

| | MASI | BNQ | ASSUR | IMMO |
|---|---|---|---|---|
| Mean | 8526.206 | 7977.112 | 2478.555 | 9484.853 |
| Median | 9435.610 | 10054.98 | 2919.105 | 9649.045 |
| Maximum | 14925.99 | 14713.45 | 5277.260 | 19204.01 |
| Minimum | 2786.440 | 2201.370 | 570.6900 | 3746.790 |
| Std. Dev. | 3609.364 | 3957.719 | 1182.500 | 3025.436 |
| Skewness | -0.221906 | -0.320209 | -0.211592 | 0.149784 |
| Kurtosis | 1.633169 | 1.402149 | 1.582188 | 2.925843 |
| Jarque-Bera | 257.8053 | 369.9139 | 273.2945 | 11.88921 |
| Probability | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.002620 |



© 2015 Global Journals Inc. (US)

Nous pouvons constater que les coefficients de Skewness et de Kurtosis sont différents des coefficients d'une distribution normale qui sont respectivement 0 et 3. Nous pouvons alors rejeter l'hypothèse nulle de normalité des séries en niveau pour les 4 indices. Nous pouvons appuyer ces résultats par les statistiques de Jarque-Bera ainsi que les probabilités y afférentes. Ceci ne nous surprend pas, car toutes les series financières à haute fréquence, sont cratérisées par ce qu'on appelle les « faits stylisés » dont l'hypothèse de normalité fait partie. En inspectant le graphique1 ci-après, nous remarquons que les 3 indices sectoriels, suivent la tendance générale du marché boursier marocain exprimé par l'indice MASI. Nous pouvons alors à ce stade prématuré de notre étude, juger que les résultats des 4 tests seraient probablement très proches.

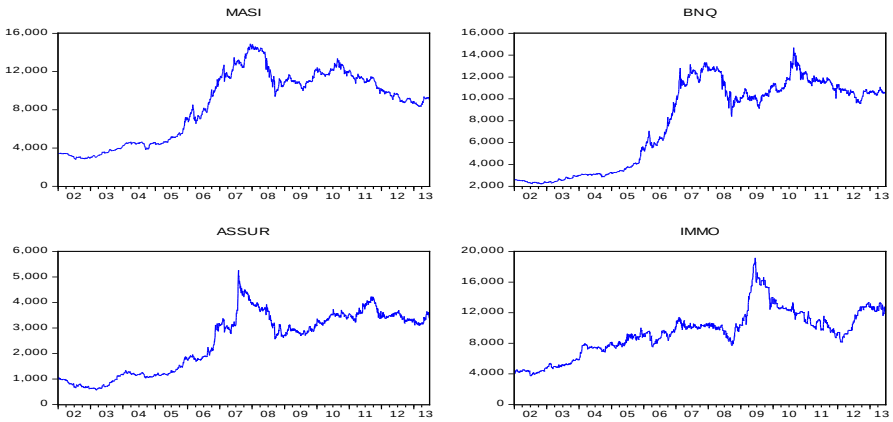



*Figure 1 :* Représentation des indices boursiers en niveau

Puisque les investisseurs sont plus intéressés dans les rendements des actifs que de leurs évolutions en niveau (brute) et par ce que ces rendements sont à la base de tous les calculs et les tests réalisés par la suite, nous définissons les quatre nouvelles séries suivantes : RMASI (rendement du MASI), RBNQ (Rendement de BNQ), (RASSUR, rendements de l'ASSUR) et RIMMO (Rendements de l'IMMO). Nous rappelons aussi que les rendements sont calculés en utilisant la formule suivante:

$$R_{i,t} = \ln\left(C_{i,t} / C_{i,t-1}\right) = \ln(C_{i,t}) - \ln(C_{i,t-1})$$

Avec, R_(i,t) Le rendement de l'indice (i) à l'instant (t) et C_(i,t) le cours de l'actif (i) à l'instant (t). Les statistiques descriptives des nouvelles séries, sont résumées dans le tableau 2 suivant :

*Tableau 2 :* Statistiques descriptives des rendements des indices boursiers.

| | RMASI | RBNQ | RASSUR | RIMMO |
|---|---|---|---|---|
| Mean | 0.000328 | 0.000468 | 0.000393 | 0.000351 |
| Median | 0.000417 | 0.000444 | 0.000000 | 0.000000 |
| Maximum | 0.044635 | 0.052905 | 0.070967 | 0.054112 |
| Minimum | -0.050167 | -0.057728 | -0.059765 | -0.107205 |
| Std. Dev. | 0.008050 | 0.010289 | 0.014250 | 0.014894 |
| Skewness | -0.358008 | -0.187211 | -0.014256 | -0.380275 |
| Kurtosis | 8.050844 | 7.326665 | 5.117408 | 8.065712 |
| Jarque-Bera | 3246.457 | 2352.812 | 559.4076 | 3273.425 |
| Probability | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 |



© 2015 Global Journals Inc. (US)

Conformément à nos attentes, même les rendements des 4 séries, présentent un coefficient de kurtosis et de skewness différents de ceux d'une distribution normale. La statistique Jarque-Bera et la probabilité y afférente, viennent confirmer le rejet de l'hypothèse nulle de normalité de ces rendements.

## VI. Tests de L'efficience du Marché Financier Marocain

Comme nous l'avions énoncé, afin de tester la forme faible de l'efficience du marché financier marocain, nous appliquerons les 4 tests suivants: tout d'abord un modèle ARMA(p,q) qui sera appliquer aux 4 séries, le test des auto-corrélations des rendements, le test du rapport de la variance et finalement le test des runs. Pourtant et avant de passer à la concrétisation des différents tests (surtout le modèle ARMA), nous procéderons tout d'abord par l'identification des paramètres « p » et « q », par la method convention-nelle des critères de choix, AIC (Akaike Information Criterion) et SC (Schwartz Criterion).

*a) Test des auto-corrélations*

Si un marché financier est qualifié d'efficient au sens faible, nous devrons obtenir des coefficients d'auto-corrélations nulles ou significativement non différents de zéro. Cette constatation n'est pas validée sur le marché marocain puisque l'auto - corrélation d'ordre 1 est supérieure à 30% pour l'indice général du marché marocain MASI (>15% pour l'indice BNQ, >6% pour l'indice ASSUR et >25% pour l'indice IMMO). Cela, signifie que les rendements quotidiens du jour « j », sont prévisibles en utilisant uniquement les rendements quotidiennes du jour précédent « j-1».

Pourtant, se fier seulement à l'inspection du corrélorgamme, n'est pas suffisant pour tirer des jugements en faveur ou contre la significativité des coefficients. Pour cette raison, nous appliquerons le test de Box-Pierce discuté dans le paragraphe (4.2) ci-dessus. Le tableau suivant, résume les résultats de ce test :

*Tableau 3 :* Résultats du test de BOX-PIERCE

| q | Statistique de Box Pierce (q) | | | | $\chi^2_{(q)}$* |
|---|---|---|---|---|---|
| | RMASI | RBNQ | RASSUR | RIMMO | |
| 1 | 275.151573 | 0.026973 | 15.971013 | 33.041925 | 3.8415 |
| 2 | 284.550165 | 11.547441 | 21.773205 | 33.908058 | 5.9915 |
| 3 | 1.726272 | 0.674325 | 23.094882 | 36.428535 | 7.8147 |
| 4 | 1.774224 | 0.974025 | 23.121855 | 37.015947 | 9.4877 |
| 5 | 0.674325 | 2.184813 | 24.443532 | 37.603359 | 11.0705 |
| 6 | 2.124873 | 2.376621 | 24.950025 | 46.021932 | 12.5916 |
| 7 | 0.674325 | 0.011988 | 25.096878 | 57.173769 | 14.0671 |
| 8 | 0.722277 | 0.014985 | 25.459515 | 65.913021 | 15.5073 |
| 9 | 0.242757 | 1.726272 | 25.462512 | 68.097834 | 16.9190 |
| 10 | 3.50649 | 8.346645 | 26.544429 | 74.439486 | 18.3070 |

** Table de Chi2 au seuil de 5%.*

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)>χ^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, dépond 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 corrélogrammes. Les deux critères d'informations AIC et BIC à utiliser sont calculés par les formules suivantes : Critère d'information d'Akaike: $\mathrm{AIC} = \mathrm{e}^{2k/n}\left(\frac{\sum_{i=1}^{n}\hat{u}_i^2}{n}\right) = \mathrm{e}^{2k/n}\left(\frac{SCR}{n}\right)$, où, $k$ est le nombre des variables explicatives et $n$ le nombre total des observations. Cette formule peut aussi être écrite sous la forme: $\ln \mathrm{AIC} = \left(\frac{2k}{n}\right) + \ln\left(\frac{SCR}{n}\right)$. Critère de Schwarz (SC) ou BIC : $\mathrm{SC} = \mathrm{n}^{k/n}\left(\frac{\sum_{i=1}^{n}\hat{u}_i^2}{n}\right) = \mathrm{n}^{k/n}\left(\frac{SCR}{n}\right)$. Qui peut aussi être écrit sous la forme: $\ln SC = \frac{k}{n}\ln(n) + \ln\left(\frac{SCR}{n}\right)$. Pour chacune des 4 variables, nous utilisons un nombre croissant des retards p et q et à chaque fois, nous calculons le « AIC » et le « SC ». Nous nous arrêtons au nombre optimal de p et q qui nous garantissent le minimum de ces deux critères.



© 2015 Global Journals Inc. (US)

Conformément aux résultats obtenus par Younes El Khattab et Chourouk Moudine, ayant utilisé un modèle ARIMA pour tester l'efficience au sens faible du marché financier marocain, le nombre des retards que nous avons obtenus est le même pour le MASI. En s'appuyant sur la méthode de Box-Jenkins (Annexe), les modèles à prendre en considération seront ARMA(1,2) pour le RMASI, ARMA(2,3) pour le RBNQ, ARMA(1,1) pour le RASSUR et un ARMA(2,1) pour le RIMMO. Pourtant, puisque cette méthode est basée sur l'inspection des corrélogrammes, il se peut y avoir une petite marge d'erreur (le modèle flou).

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 |
| RMASI | 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 ε_(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 de 3 parmi 4 rendements d'actifs spécifiés, ne correspond pas à l'hypothèse d'une marche aléatoire.

Ci-après, les résultats du test de Dickey Fuller Augmenté sur les séries des rendements du MASI, BNQ, ASSUR et IMMO, définies précédemment:

Null Hypothesis: **RMASI** has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=22)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|---|---|---|---|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -29.54808 | **0.0000** |
| Test critical values: | 1% level | -3.435381 | |
| | 5% level | -2.863649 | |
| | 10% level | -2.567943 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: **RASSUR** has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=22)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|---|---|---|---|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -29.45189 | **0.0000** |
| Test critical values: | 1% level | -3.435385 | |
| | 5% level | -2.863651 | |
| | 10% level | -2.567944 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: **RBANK** has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=22)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|---|---|---|---|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -31.89287 | **0.0000** |
| Test critical values: | 1% level | -3.435381 | |
| | 5% level | -2.863649 | |
| | 10% level | -2.567943 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: **RIMMO** has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=22)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|---|---|---|---|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -31.63364 | **0.0000** |
| Test critical values: | 1% level | -3.435381 | |
| | 5% level | -2.863649 | |
| | 10% level | -2.567943 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

En inspectant les différentes « t-statistic », nous pouvons rejeter au seuil de 1%, 5% et 10%, l'hypothèse nulle de l'existence d'une racine unitaire dans les 4 séries des rendements. Autrement dit et conformément aux graphiques des rendements ci-dessus, nous pouvons confirmer que les 4 séries de rendements sont stationnaires. Cette stationnarité des 4 séries des rendements est facilement détectable sur les graphiques des rendements ci-dessous où on remarque des fluctuations autour d'une moyenne et que la variance semble être contenue.

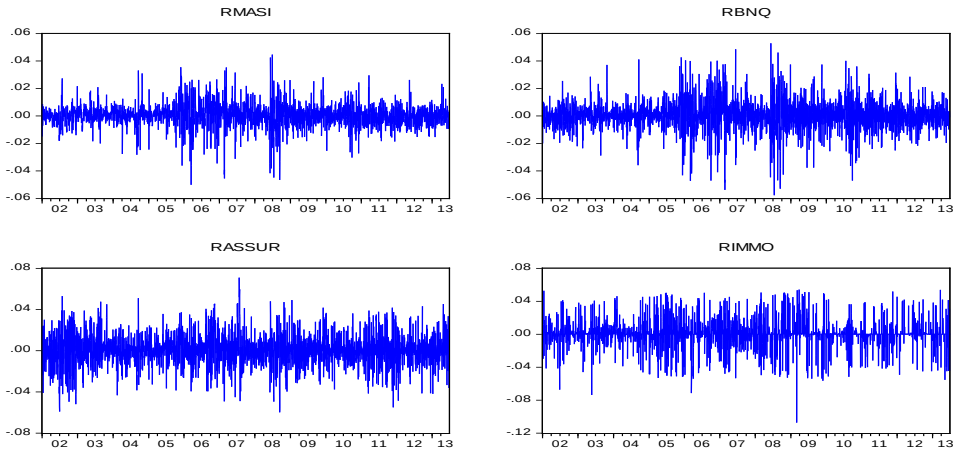



*Figure 2 :* Représentation des rendements des indices boursiers



© 2015 Global Journals Inc. (US)

*c) Test de rapport de la variance (VR)*

Le présent test, emploi à la fois l'hypothèse d'homoscédasticité et d'hétéroscédasticité avec des intervalles (q) de 2, 4, 8, 16 et 32 observations dont les résultats sont résumés dans les tableaux ci-après :

Null Hypothesis: **RMASI is a random walk**
Date: 06/09/14 Time: 17:56
Sample: 01/01/2002 31/12/2013
Included observations: 2994 (after adjustments)

| Joint Tests | Value | Df | Probability |
|---|---|---|---|
| Max \|z\| (at period 1) | 18.59992 | 2994 | 0.0000 |
| Wald (Chi-Square) | 374.3226 | 6 | 0.0000 |

Individual Tests

| Period | Var. Ratio | Std. Error | z-Statistic | Probability |
|---|---|---|---|---|
| 2 | 0.660073 | 0.018276 | -18.59992 | 0.0000 |
| 4 | 0.382931 | 0.034191 | -18.04785 | 0.0000 |
| 8 | 0.244917 | 0.054060 | -13.96744 | 0.0000 |
| 16 | 0.194535 | 0.080444 | -10.01271 | 0.0000 |
| 32 | 0.169135 | 0.116575 | -7.127314 | 0.0000 |
| 64 | 0.168185 | 0.166844 | -4.985583 | 0.0000 |

Null Hypothesis: **RBNQ is a random walk**
Date: 06/09/14 Time: 17:56
Sample: 01/01/2002 31/12/2013
Included observations: 2994 (after adjustments)

| Joint Tests | Value | df | Probability |
|---|---|---|---|
| Max \|z\| (at period 1) | 21.56034 | 2994 | 0.0000 |
| Wald (Chi-Square) | 476.6040 | 6 | 0.0000 |

Individual Tests

| Period | Var. Ratio | Std. Error | z-Statistic | Probability |
|---|---|---|---|---|
| 2 | 0.605970 | 0.018276 | -21.56034 | 0.0000 |
| 4 | 0.341824 | 0.034191 | -19.25014 | 0.0000 |
| 8 | 0.219158 | 0.054060 | -14.44392 | 0.0000 |
| 16 | 0.151630 | 0.080444 | -10.54606 | 0.0000 |
| 32 | 0.127436 | 0.116575 | -7.485016 | 0.0000 |
| 64 | 0.120620 | 0.166844 | -5.270672 | 0.0000 |

Null Hypothesis: **RASSUR is a random walk**
Date: 06/09/14 Time: 17:56
Sample: 01/01/2002 31/12/2013
Included observations: 2994 (after adjustments)

| Joint Tests | Value | Df | Probability |
|---|---|---|---|
| Max \|z\| (at period 1) | 24.81339 | 2994 | 0.0000 |
| Wald (Chi-Square) | 615.9437 | 6 | 0.0000 |

Individual Tests

| Period | Var. Ratio | Std. Error | z-Statistic | Probability |
|---|---|---|---|---|
| 2 | 0.546518 | 0.018276 | -24.81339 | 0.0000 |
| 4 | 0.315602 | 0.034191 | -20.01706 | 0.0000 |
| 8 | 0.190120 | 0.054060 | -14.98105 | 0.0000 |
| 16 | 0.133216 | 0.080444 | -10.77497 | 0.0000 |
| 32 | 0.102522 | 0.116575 | -7.698731 | 0.0000 |
| 64 | 0.091763 | 0.166844 | -5.443632 | 0.0000 |

Null Hypothesis: **RIMMO is a random walk**
Date: 06/09/14 Time: 17:56
Sample: 01/01/2002 31/12/2013
Included observations: 2994 (after adjustments)

| Joint Tests | Value | df | Probability |
|---|---|---|---|
| Max \|z\| (at period 1) | 19.93292 | 2994 | 0.0000 |
| Wald (Chi-Square) | 400.2388 | 6 | 0.0000 |

Individual Tests

| Period | Var. Ratio | Std. Error | z-Statistic | Probability |
|---|---|---|---|---|
| 2 | 0.635712 | 0.018276 | -19.93292 | 0.0000 |
| 4 | 0.420487 | 0.034191 | -16.94942 | 0.0000 |
| 8 | 0.314050 | 0.054060 | -12.68862 | 0.0000 |
| 16 | 0.250265 | 0.080444 | -9.319934 | 0.0000 |
| 32 | 0.199777 | 0.116575 | -6.864461 | 0.0000 |
| 64 | 0.169352 | 0.166844 | -4.978592 | 0.0000 |

Des preuves empiriques obtenues suite au test du ratio de la variance pour les 4 séries des rendements quotidiens, indiquent que l'hypothèse nulle de la marche aléatoire, est rejetée sous les 2 hypothèses (homoscédasticité et hétéroscédasticité) pour toutes les séries. Pour la séries MASI par exemple, la z-statistique suggère que le ration de la variance, est significativement différent de 1 pour toutes les valeurs de « q » au seuil de 1, 5 et 10%, par conséquent, l'hypothèse nulle est fortement rejetée pour l'indice du marché. De façon similaire, le test pour les 3 autres indices sectoriels, rejette aussi l'hypothèse nulle de la marche aléatoire pour les niveaux de « q » aux mêmes seuils de significativité.

Afin de détecter si le marché financier marocain respecte les conditions dictées par la forme faible de l'efficience, le test des runs est mis en place et les résultats sont résumés dans le tableau suivant :

*d) Test des runs*

*Tableau 4 :* Résultats du test des runs

| Indice (rendements) | Nombre des runs observés (R) | Nombre des runs espérés ($\mu_r$) | Ecart type des runs ($\sigma_r$) | z-statistic* | P-value |
|---|---|---|---|---|---|
| MASI | 1226 | 1454,56 | 26,55 | -8,60 | 0,00000 |
| BNQ | 1426 | 1472,29 | 26,87 | -1,72 | 0,04247 |
| ASSUR | 1516 | 1494,06 | 27,27 | 0,80 | 0,78940 |
| IMMO | 1112 | 1345,19 | 24,55 | -9,49 | 0,00000 |

** seuil de 5%*



© 2015 Global Journals Inc. (US)

Puisque les rendements des séries étudiées ne suivent une distribution normale (analyse statistiques des données), le test des runs est alors plus approprié que le test des auto-corrélations, pour étudier leurs dépendances. Plus précisément, les résultats des tests des runs pour appliqués aux 4 séries, montrent que le nombre des runs observés, est inferieur au nombre des runs espérés (au seuil de 5%) pour les séries MASI, BNQ et IMMO, et supérieur pour la série ASSUR. En inspectant les probabilités relatives à la z-statistique de chacune de ces valeurs, nous pouvons alors rejeter l'hypothèse nulle d'indépendance pour l'indice général de la bourse de Casablanca (MASI), le secteur bancaire et le secteur de l'immobilier. Pourtant, nous ne pouvons pas rejeter cette hypothèse pour le secteur des assurances.

## VII. Conclusion

L'objectif de ce travail était de tester la forme faible de l'efficience informationnelle du marché financier marocain à travers quatre principaux indices de la bourse de Casablanca (MASI, secteur bancaire, secteur des assurances et le secteur de l'immobilier). Dans le but d'augmenter la pertinence de nos résultats, nous avons diversifié nos tests en considérant 4 tests les plus couramment utilisés dans les études empiriques des marchés financiers: test d'auto-corrélations, test de racine unitaire, test du rapport de la variance et le test des runs.

Tous ces tests rejettent l'hypothèse d'efficience du marché financier marocain et les causes de cette inefficience sont multiples. Il y a en premier lieu la jeunesse du marché marocain, même si des réformes de la place boursière ont vu le jour depuis 1993, de même le niveau de capitalisation qui demeure faible ainsi que le volume des transactions qui reste assez limité. Plusieurs sources d'inefficience (plus complexes), peuvent être soulevées (les mêmes citées par El Khattab et Chourouk, 2014):

*a) L'inefficacité des organismes de contrôle*

Le manque d'indépendance du Conseil Déontologique des Valeurs Mobilières (CDVM) vis-à-vis de l'exécutif et le champ étroit de ses prérogatives, constituent une poche d'inefficience pour la bourse de Casablanca. Dans ces conditions, l'intervention des autorités de surveillance reste peu efficace. Or, l'efficacité des organismes de contrôle est un élément clé pour le renforcement de la transparence du marché.

*b) La diffusion de l'information*

Au Maroc, les sociétés de bourse occupent une place importante comme canaux de diffusion de l'information, ces sociétés monopolisent la formulation des recommandations d'achat ou de vente à travers l'émission des notes de recherche ciblant les différentes valeurs de la cote. Cependant, les recommandations formulées ne sont pas tout à fait saines et neutres, dans la mesure où elles peuvent être motivées par des considérations liées à la propre rentabilité commerciale de ces sociétés de bourse. Ainsi, les analystes financiers marocains restent prisonniers des enjeux commerciaux des sociétés de bourse qui les emploient. Cette absence de neutralité dans la diffusion des recommandations biaise l'efficience informationnelle de la place.

*c) Les coûts de transaction*

Le régime fiscal de la bourse de Casablanca, constitue une contrainte de plus qui perturbe le comportement des investisseurs. Le relèvement de la taxe sur les plus-values de cession d'actions de 10% à 15%, a réduit sensiblement le gain potentiel susceptible d'être réalisé par les particuliers. Dans ces conditions, l'investisseur individuel n'agira sur le marché que dans la mesure où le gain espéré est supérieur au coût de la transaction. Son comportement devient donc tributaire de la variable fiscale, au lieu de dépendre uniquement de l'information diffusée, ce qui nuit à l'efficience de la bourse. De leur part, les institutionnels ont perdu le droit aux abattements appliqués auparavant sur leurs profits de cession de valeurs mobilières. La perte de cet avantage fiscal, réduit la marge de manœuvre des investisseurs institutionnels, et limite l'efficacité de leur rôle dans la stabilisation du marché et l'amélioration de son efficience. Leur comportement risque de devenir spéculatif en visant le court terme (car les placements à long terme ne sont plus fiscalement avantageux pour eux). Le Royaume du Maroc, tout comme les autres pays émergents, ont montré un intérêt croissant pour les marchés boursiers depuis le début des années 1990, ce qui explique les nombreuses réformes entreprises pour améliorer, pourtant, la qualité informationnelle de la bourse de Casablanca, peut être améliorée par la mise en place d'un programme ambitieux axé sur les points suivants :

1. Le lancement, par la société gestionnaire de la place en partenariat avec les sociétés de bourse, d'une vaste campagne de communication dans le but de sensibiliser les investisseurs individuels aux principes fondamentaux de la gestion du portefeuille (adopter une attitude proactive), car l'amélioration de la rationalité des avoirs des investisseurs particuliers, passe par leur sensibilisation à la nécessité d'investir sur le long terme au lieu d'adopter un comportement spéculatif (à court terme), l'importance de la diversification du portefeuille et la nécessité de fonder les décisions d'investissement sur des informations pertinentes, telles que l'activité de l'entreprise, ses projets, son secteur, ses résultats,...
2. Le renforcement des pouvoirs et de l'indépendance du CDVM, ainsi que l'élargissement du champ de ses prérogatives. Notons dans ce sens, l'adoption en 2013, par le parlement, du texte de loi qui consacre l'indépendance du gendarme de la bourse et lui



© 2015 Global Journals Inc. (US)

confère la qualité d'Autorité Marocaine des Marchés de Capitaux (A.M.M.C).

3. Un niveau raisonnable de coûts de transaction, est une nécessité pour améliorer l'efficience informationnelle de la bourse marocaine. Les pouvoirs publics ont un rôle clé à jouer dans ce cadre, en allégeant la pression fiscale sur les investisseurs boursiers et en évitant de taxer davantage les plus-values de cession des valeurs mobilières (spécialement pour les personnes physiques). Le rôle des sociétés de bourse comme canaux de diffusion de l'information, est aussi un point clé à revoir. La diffusion des recommandations par ces organismes, doit se faire dans le respect des règles déontologiques. Pour cette raison, il est nécessaire de contrôler la crédibilité et la neutralité des informations diffusées par les sociétés de bourse. Signalons dans ce cadre l'édiction en 2008, par le CDVM, d'une circulaire définissant les règles déontologiques minimales devant être appliquées par les analystes financiers produisant des notes de recherche, contenant des évaluations et recommandations sur les titres des émetteurs. Le but étant de professionnaliser davantage le métier d'analyste financier.

*Tous les tests et les graphiques dans ce travail, ont été réalisés sous Eviews7*

## References Références Referencias


1. Abraham, A; Seyyed, F and Alsakran, S; «Testing the Random Behavior and Efficiency of the Gulf Stock Markets» The Financial Review, 2002, Vol.37, p. 469-480.
2. Abdmoulah, W; «Testing the Evolving Efficiency of 11 Arab Stock Markets» Arab Planning Institute, Kuwait, Information Center in API, Working Paper no 0907, 2009, p. 23-28.
3. Al-Khazali, O.M; Ding, D.K and Pyun C.S; «A new variance ratio test of random walk in emerging markets: A revisit» The Financial Review, 2007, Vol.42, p. 303-317.
4. Bakir, K ; «L'efficience des marches financiers des pays émergents: l'exemple de la bourse de Casablanca», Association Française de Finance (AFFI), 2002, Vol.23, p 13-29.
5. Enowbi, M.B; Guidi, F and Mlambo, K; «Testing the weak-form market efficiency and the day of the week effects of some African countries», 6th African Finance Journal Conference, Cape Town, South Africa, Working Paper no 19116, 2009, p. 6-10.
6. Fama, E; «Efficient Capital Market: A Review of Theory and Empirical Work», Journal of Finance, 1970, p. 34-105.
7. Fama, E; «Efficient Capital Markets: Reply», Journal of Finance, 1976, Vol.31, No.1, p. 143-145.
8. Fama, E; «Efficient Capital Markets: II», Journal of Finance, 1991, Vol.46, p. 1575-1617.
9. Fama, E; Blume, M; «Filter Rules and Stock Market Trading»; Journal of Business, 1996, Vol.39, p. 226-241.
10. Fama, E; French, K.R, «Dividend Yields and Expected Stock Returns», Journal of Financial Economics, 1998, Vol.22, p. 3-25.
11. French, K.R., G.W. Schwert and R.F. Stambaugh; «Expected Stock Returns and Volatility», Journal of Financial Economics, 1987, Vol.19, p. 3-29.
12. French, K.R. and Roll, R; «Stock return variances: The arrival of information and the reaction of traders», Journal of Financial Economics, 1986, Vol. 17, p. 5–26.
13. Gilmore, C; McManus, G.M; «Random walk and efficiency tests of Central European equity markets», Managerial Finance, 2002, Volume.29, Number 4, p 42.
14. Grossman, S.J; Stiglitz, J.E; «On the impossibility of informationally efficient markets», The American Economic Review, 1980, Vol.70, p. 393–408.
15. Geert, B; Campbell, R. Harvey, «Time-Varying World Market Integration», Journal of finance, 1995, Vol L, no 2, p. 405-413.
16. Geert, B; Campbell, R. Harvey; «Research in Emerging Markets Finance: Looking to the Future», Journal of International Money and Finance, 2002, Vol 3 p. 3-10.
17. Jensen, M.C; «Some anomalous evidence regarding market efficiency», Journal of Financial Economics, 1978, Vol.6, p. 95–101.
18. Lo, A. W and MacKinlay, A. C; «A Non-Random Walk Down Wall Street», Princeton University Press, Princeton, NJ, 1999.
19. Malkiel, B. G; «A Random Walk Down Wall Street», Norton, New York, 1973.
20. Malkiel, B. G; «The Efficient Market Hypothesis and Its Critics». Journal of Economic Perspectives, 2003, p. 59-82.
21. Mlambo, C and Biekpe, N; «The efficient market hypothesis: Evidence from ten African stock markets,» Investment Analysts Journal, 2007, Vol.66, p. 5-17.
22. Omran, M and Farrar, S.V; «Tests of weak form efficiency in the Middle East emerging markets» Studies in Economics and Finance, 2006, Vol.23, p. 13-26.
23. RAHAOUI, R;: «L'efficience informationnelle du marché financier Marocain : L'impact d'un profit warning sur les cours boursiers», Mémoire Online, 2007, p 2-15.
24. Roll, R; «What every CFO should know about scientific progress in economics: What is known and what remains to be resolved», Financial Management, 1994, Vol.23, p. 69–75.

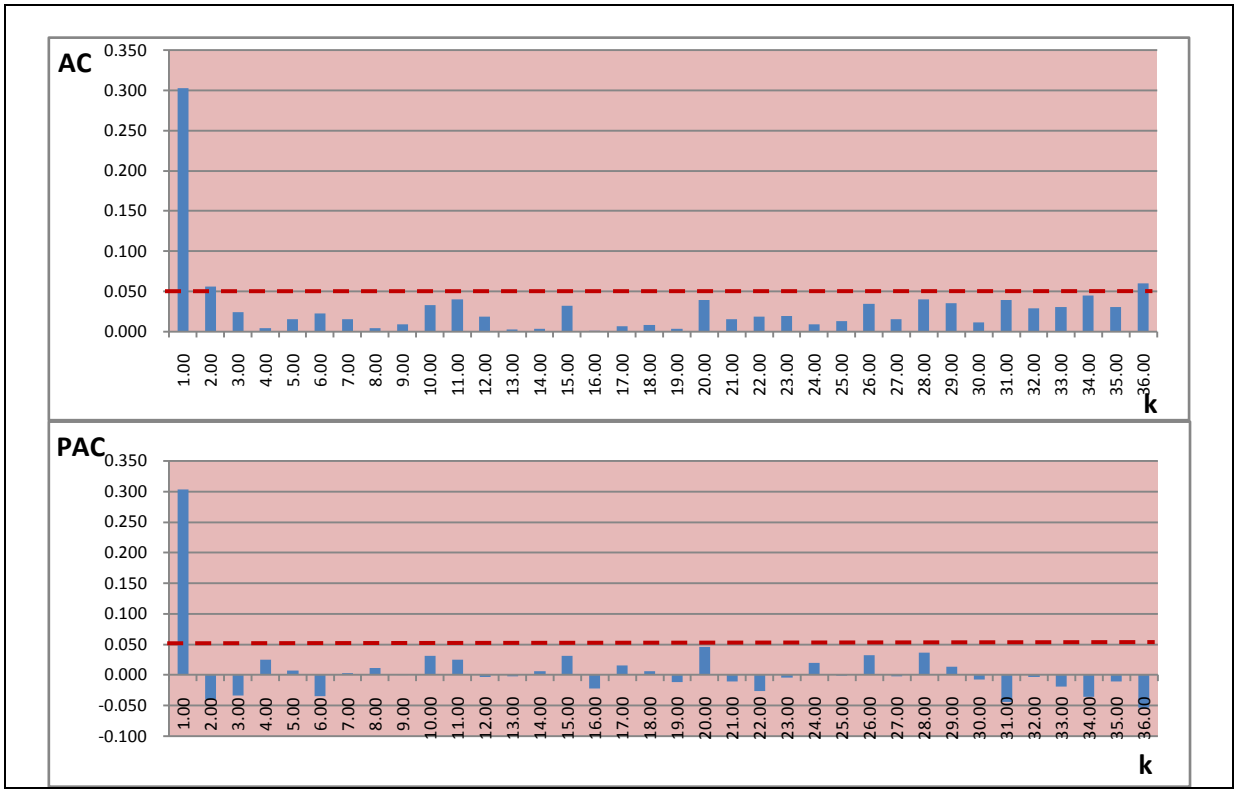



© 2015 Global Journals Inc. (US)

25. Shiller, R. J; «Market Volatility», The MIT Press, Cambridge, MA, 1989.
26. Urrutia, J.L; «Tests of random walk and market efficiency for Latin American emerging markets», Journal of Financial Research, 1995, Vol.18, p. 299-309.
27. El Khattab, Y et Chourouk, M; «Essai Sur L'efficience Informationnelle Du Marché Boursier Marocain», Global Journal of Management and Business Research: C Finance, 2014, Vol.14, Issue 1, p. 17-29.

*ANNEXE:* FAC des rendements des 4 indices.

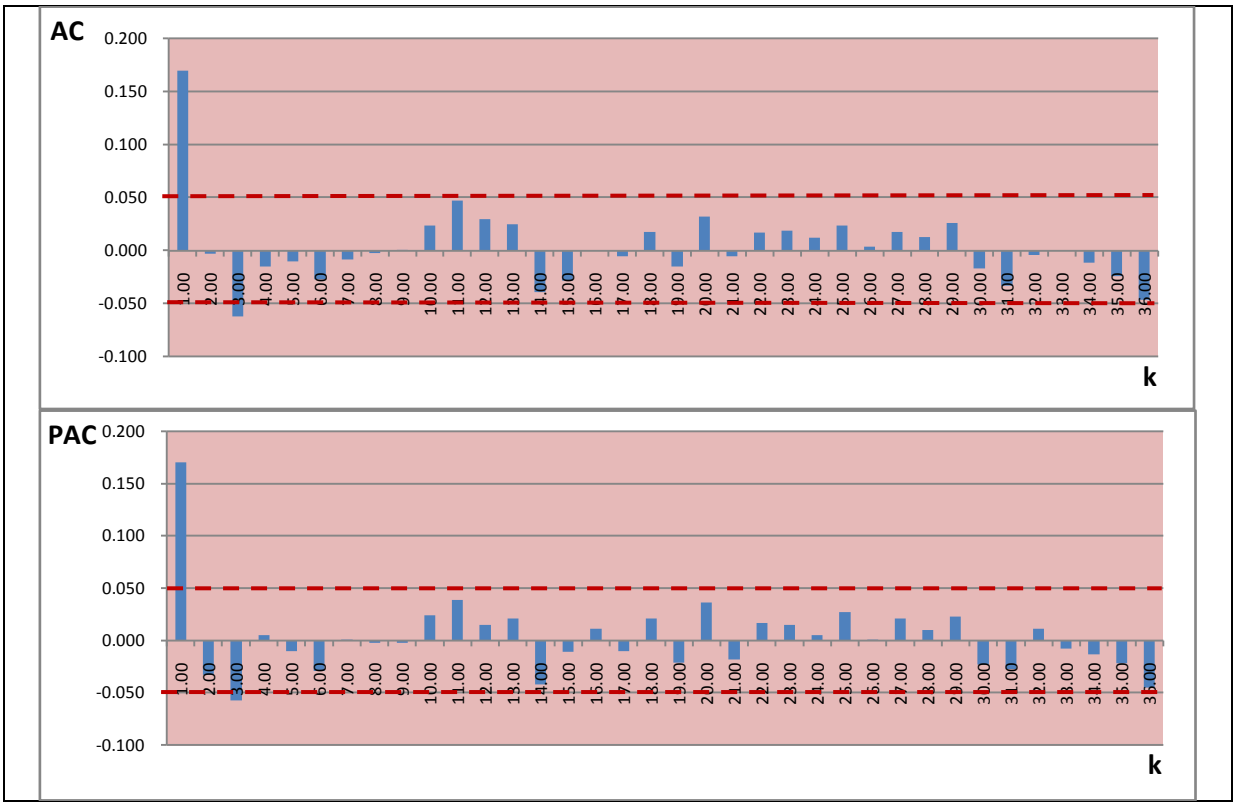
1. *RMASI*



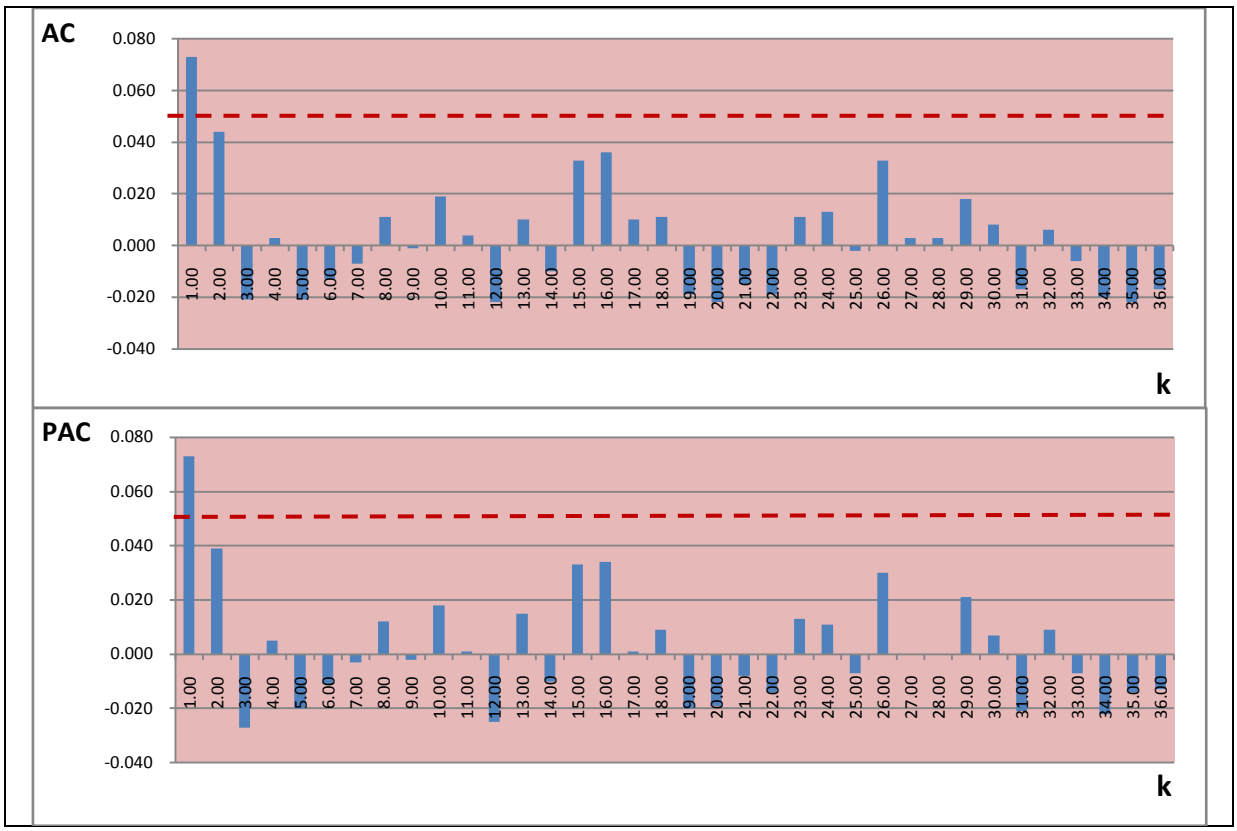



© 2015 Global Journals Inc. (US)

*2. RBNQ*




*3. RASSUR*




© 2015 Global Journals Inc. (US)

4. *RIMMO*

© 2015 Global Journals Inc. (US)

This page is intentionally left blank

© 2015 Global Journals Inc. (US)