

1

Chiny Faycal

2

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

3

4 Abstract

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

25

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

27 1 Chiny Faycal ? & MIR Ahmed ?

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

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

3 II. LES TESTS D'EFFICIENCE DANS LES

45 Abstract-The Moroccan financial market experienced a major modernization wave resulting in an increasing
46 capitalization, a significant "volume & value" of business and a growing number of new IPOs in order to transform
47 the Moroccan economy from a debt economy to a capital market economy and therefore achieve an optimal state of
48 resources allocation. The informational efficiency of the Moroccan financial market has recently become a serious
49 topic that arouses much interest among researchers and practitioners leading to an increasing number of studies
50 in this area. The objective of our paper work is to investigate the weak form efficiency of the Moroccan stock
51 market. We first remind what we mean by "market efficiency" and also the debate on this issue in developed and
52 emerging markets, African markets and Morocco stock market. We then explain in depth the main empirical tests
53 of market efficiency: autocorrelations, unit root, variance ration and the runs test. The time series considered
54 consist of daily data of four stock indexes: MASI (Moroccan All Shares Index), BNQ (Banking sector index),
55 ASSUR (Insurance sector index) and IMMO (Real Estate sector index) from January 1st 2002 to December 31st
56 2013. The results of these various tests strongly reject the weak form efficiency hypothesis and an analysis of
57 this inefficiency and its potential sources is given in conclusion that highlights causes that might be the origin to
58 the markets dysfunction anomalies.

59 2 I. Introduction

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

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

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

99 3 II. Les Tests D'efficience dans les

100 Marchés Émergents et Africains

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

105 des marchés émergents ont des corrélations sérielles plus élevées que celles observées dans les marchés développés
106 en raison de la faible fréquence des transactions, de la lenteur des ajustements et de l'environnement juridique.
107 L'analyse technique dans les marchés émergents, possède encore un pouvoir prédictif qui rapporte des bénéfices.

108 Cependant, certains auteurs estiment que cette prévisibilité n'est pas trop statistiquement significative. Ces
 109 tests, sont fondés sur l'idée intuitive qu'il est possible de concevoir des stratégies actives basées sur l'exploitation
 110 graphiques des évolutions du cours (chartisme) pouvant battre le marché. Ces stratégies actives, sont donc
 111 censées procurer des gains supérieurs à ceux obtenus à l'aide d'une stratégie passive (naïve) consistant à acheter
 112 l'ensemble du portefeuille à un instant donné et à le revendre entièrement à la fin de la période du test (buy and
 113 hold strategy). Fama et Blume [1966], ont réalisé ce type de test sur le marché américain en utilisant une
 114 méthode active de filtres, consistant à acheter lorsque le prix augmente de X% ou plus et de le revendre lorsque
 115 le cours baisse de plus de X%.

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

122 4 b) Test des Auto-corrélations

123 Ce test traduit une façon intuitive de vérifier la marche aléatoire en testant si les corrélations sérielles ?? k sont
 124 nulles.?? ? ?? = ? (?? ?? ? ?? ?)(?? ????? ? ?? ?) ?? ??=?? +1 ? (?? ?? ? ?? ?) 2 ?? ??=1 ; 0 ? ?? ? ??
 125 ? 1, ?? ? = 1 ?? ? (?? ??) ?? ??=??+1

126 Ce qui revient à tester l'hypothèse nulle $H_0 : 1 = 2 = \dots = k = T = 0$, Si les séries sont indépendantes
 127 et identiquement distribuées, la distribution asymptotique de $|T|$ est $N(0,1)$ ce qui permet d'en déduire que
 128 la statistique T suit $N(0,1)$

129 , tend vers une loi Khi deux à q degré de liberté. Cette statistique, est désignée par la statistique de Box
 130 Pierce, connu également sous le nom de test de Portemanteau : Où T est le nombre d'observations de la série et
 131 q le nombre de retard. En pratique, si $BP(q) < ? 2 (q)$, alors on accepte l'hypothèse de la marche aléatoire. Il y
 132 a aussi la version de la statistique de Ljung-Box :????(??) = ?? ? ?? ? ?????(??) = ?? . (?? + 2) ? ?? ? ?? ? ??
 133 2 ?? ? ?? ? ?? ? ?? ? ?? =1

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

135 Ce test suppose que les séries chronologiques obéissent à un modèle ARMA(p,q). Cependant ce type de
 136 modèle nécessite la stationnarité des séries chronologiques, pour garantir la pertinence des prévisions. La
 137 stationnarité traduit l'invariance de la loi de distribution des processus. Cela ne veut pas dire que les réalisations
 138 soient invariantes mais qu'il s'agisse du même processus qui se répète dans le temps avec, naturellement, des
 139 réalisations fluctuantes. La stationnarité, est une propriété fondamentale dans les modèles ARMA car en cas
 140 de non stationnarité, les techniques de modélisation par régression peuvent conduire à des fausses régressions
 141 (régressions fallacieuses ou factices) qui n'ont aucun sens économiquement. D'autre part ces modèles sont
 142 sensibles aux chocs dus à des événements imprévisibles, les effets de ces chocs sont amortis et absorbés en cas
 143 de stationnarité alors qu'ils restent permanents dans le cas contraire. C'est la raison pour laquelle les chercheurs
 144 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).

153 processus non stationnaires sont les processus TS (Trend stationary) et les processus DS (Difference stationary).
 154 i. Les processus TS Pour ces processus, c'est la moyenne (moment d'ordre 1) qui est évolutive, on parle alors
 155 de non stationnarité de type déterministe. De tels processus s'écrivent: $X_t = f(t) + ?_t$, où $f(t)$, est une
 156 fonction polynomiale du temps et $?_t$, un processus stationnaire.

157 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
 158 économiques et financières, sont ceux pour lesquels $f(t)$ est un polynôme d'ordre 1 et $X_t = t + \epsilon_t$ où ϵ_t est un processus
 159 intégré d'ordre 0. Par exemple, si $f(t) = \alpha + \beta t$, alors $X_t = \alpha + \beta t + \epsilon_t$.
 160 La fonction $f(t)$ est alors $f(t) = \alpha + \beta t = \alpha + \beta[0 + t] = \alpha + \beta t$.
 161

162 ?? ??] = ?? ???? 2 ; ? ?? ? ?? . Le processus TS, traduit l'existence de fluctuations stationnaires
 163 représentées par sa variance autour d'une tendance déterministe estimée par les coefficients de l'ordonnée à
 164 l'origine et la pente. Si $a_0 = a_1 = 0$, le processus TS sans dérive est stationnaire, le processus est intégré d'ordre
 165 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
 166 $a_1 \neq 0$, il est noté $I(0) + T$, (dérive linéaire avec le temps). Pour stationnariser un processus TS, il suffit de lui

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 $X_t = a_0 + a_1 t + \epsilon_t$, il suffit de déterminer les deux estimateurs a_0 et a_1 des deux coefficients, pour obtenir le processus stationnaire $X_t - a_0 - a_1 t$.

171 ii. Les processus DS Une série est dite intégrée d'ordre d (notée $X_t ? I(d)$), s'il est possible de la différencier
 172 (d) fois, afin de la stationnariser. De tels processus sont désignés par processus DS(d). Ils sont stationnarisés
 173 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 $X_t = X_t ?d +$
 174 u_t , avec u_t un processus stationnaire. Les processus DS les plus utilisés, sont ceux d'ordre 1, et parmi eux, la
 175 marche aléatoire (au hasard) : $X_t = X_t ?1 + ? t$ avec $? t = B. B(0, ? ? 2)$

176 . Par récurrence, on obtient : $X_t = X_0 + \sum_{i=1}^t \epsilon_i$, $E(X_t) = X_0$ et $Var(X_t) = \sum_{i=1}^t \sigma_i^2 = \sigma^2 t$

177

178 ? ? 2 . De tels processus, possèdent une moyenne constante mais une variance qui croît dans le temps. Ils ont
 179 donc, une non stationnarité stochastique. On les noteI (1). Cas de la marche aléatoire avec dérive constante: 1)
 180 avec dérive : $X_t = ?X_{t-1} + a_1 t + a_0 + ?t$ avec $?t = \text{iid}(0, s^2)$. Si $?=1$, alors on a à faire à un processus
 181 DS avec dérive : $I(1) + T^2$ qui peut être stationnarisé par retrait de la dérive et l'application d'un filtre DS. Si
 182 $? < 1$, on a un processus TS avec dérive : $I(0) + T^2$ qui peut être stationnarisé par le retrait de la dérive. D'où
 183 les hypothèses nulles H_0 du test (DF): $? = 1$, contre $H_1: |?| < 1$. En fait, dans la démarche DF, on étudie
 184 les variations $?X_t$ au lieu de X_t . On retire alors X_{t-1} des deux côtés de la régression et on considère trois
 185 modèles selon la dérive : . Cette statistique de Student, est tabulée par Dickey et Fuller et la règle de décision du
 186 test est la suivante : Si la valeur empirique de la statistique est supérieure à la valeur critique de la table, alors
 187 on accepte l'hypothèse nulle de non stationnarité de type stochastique (DS) et dans ce cas on stationnarise le
 188 processus par différenciation (application d'un filtre DS). Si la valeur empirique de la statistique est inférieure à la
 189 valeur critique de la table, alors on rejette l'hypothèse nulle de non stationnarité de type stochastique (DS). On a
 190 alors une non stationnarité de type TS qui, par retrait de la dérive, conduit à un processus AR(1) stationnaire. $X_t = ?X_{t-1} + a_0 + ?t$, $X_t = X_0 + a_0 t + ?$. Global Journal of? $X_t = ?X_{t-1} + ?t$, $?X_t = ?X_{t-1} + a_0 + ?t$, $?X_t = ?X_{t-1} + a_1 t + a_0 + ?t$, Avec $? = ?$ 1. Le test devient alors $H_0: ? = 0$, contre $H_1: ? < 0$.

193 On teste ensuite les coefficients a 0 et a 1 à l'aide la statistique de Fisher. Pour le test amélioré de Dickey-Fuller
 194 (ADF test), on considère un modèle ARMA(p,q) de la forme : $X_t = a_0 + a_1 X_{t-1} + a_2 X_{t-2} + \dots + a_p X_{t-p} +$
 195 $a_1 X_{t-1} + a_2 X_{t-2} + \dots + a_q X_{t-q}$, $X_t = a_0 + a_1 X_{t-1} + a_2 X_{t-2} + \dots + a_p X_{t-p} +$

196 Le choix optimal des paramètres p et q est capital dans la sélection du modèle. Pour ce faire, deux grandes
 197 méthodes sont utilisées: La méthode de Box et Jenkins: identification, estimation et diagnostic (1976), qui se
 198 base sur l'analyse des fonctions des autocorrélations et auto-corrélations partielles. Le calcul des critères de choix
 199 : minimiser les critères AIC (Akaike Information Criterion) et BIC (Bayesian Information Criterion). Autrement
 200 dit, nous retenons le modèles ARMA(p, q) qui minimise ces critères en utilisant différentes valeurs pour p et q .
 201 Une fois les paramètres p et q déterminés, on écrit le terme d'erreur $?X t$ sous l'une des trois formes suivantes
 202 $?X t = ?X t?1 + ? j ?X t?j + p j=1 ? t$, $?X t = ?X t?1 + a 0 + ? j ?X t?j + p j=1 ? t$, $?X t = ?X t?1 + a$
 203 $1 t + a 0 + ? j ?X t?j + p j=1 ? t$

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

205 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) ??e 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 : $\text{Var}(P_t \dots P_{t+q-1}) = q \cdot \text{Var}(P_t \dots P_{t+1})$. Le ratio de la variance (VR), est alors défini comme suit : $\text{VR}(q) = \frac{\text{Var}(P_t \dots P_{t+q-1})}{\text{Var}(P_t \dots P_{t+1})} = q$.

212 2

213 Pour un échantillon de taille n (n observations), le calcul de $Z(q)$ et $Z^*(q)$ est obtenu en
 214 utilisant les formules: $Z(q) = \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{t=1}^n \frac{u_t}{\sqrt{1 + \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n-1} u_i^2}}$. Avec : $h = q(nq + 1 - q)(1 - q/n)^{1/2}$.
 215 $U_t = \frac{u_t}{\sqrt{1 + \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n-1} u_i^2}}$. $Z(q) = \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{t=1}^n U_t$.
 216 Sous l'hypothèse de l'homoscédasticité ou de l'hétéroscédisticité, deux statistiques, $Z(q)$ et $Z^*(q)$ sont
 217 calculées par Lo et MacKinlay [1988], en utilisant les formules suivantes : $Z(q) = \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{t=1}^n \frac{u_t}{\sqrt{1 + \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n-1} u_i^2}}$.
 218 $Z^*(q) = \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{t=1}^n \frac{u_t}{\sqrt{1 + \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n-1} u_i^2}}$.

219 Où $\hat{\sigma}_q^2$ (q), est la variance asymptotique au ratio de la variance sous l'hypothèse d'homoscédasticité et $\hat{\sigma}_{\hat{\sigma}_q^2}^2$ (q) ,
 220 la variance asymptotique au ratio de la variance sous l'hypothèse d'hétéroscédisticité, que nous pouvons définir
 221 par $\hat{\sigma}_{\hat{\sigma}_q^2}^2 (q) = 2(2q - 1)(q - 1) 3n(q) 2 \hat{\sigma}_q^2 (q) = \hat{\sigma}_q^2 (q) 2(q - j) q - 2 \cdot \hat{\sigma}_q^2 (j) q^2 j = 1$

222 Avec $\hat{\gamma}(j)$, est l'estimateur de la consistance de l'hétéroscédasticité calculé par $\hat{\gamma}(j) = \hat{\gamma}(\mathbf{P} \mathbf{t} \hat{\gamma} \mathbf{P} \mathbf{t}^T \mathbf{u} \mathbf{u}^T) / 2$
 223 $\hat{\gamma}(\mathbf{P} \mathbf{t}^T \mathbf{P} \mathbf{t}^T \mathbf{u} \mathbf{u}^T) / 2 = \hat{\gamma}(\mathbf{P} \mathbf{t}^T \mathbf{P} \mathbf{t}^T \mathbf{u} \mathbf{u}^T) / 2 = \hat{\gamma}(\mathbf{P} \mathbf{t}^T \mathbf{P} \mathbf{t}^T \mathbf{u} \mathbf{u}^T) / 2$

224 ? 2 e) Les tests de changements de signe (runs test) Ce test (largement utilisé dans la littérature sur l'efficience
225 (Christine Stachowiak, ??2002]), mesure le degré de dépendance existant à travers des séries historiques de
226 rentabilité indépendamment de leur distribution. Il s'appuie uniquement sur les suites de signes (+/-) des
227 variations (positives/négatives) des rentabilités. On le qualifie de non paramétrique pour signifier qu'il ne prend
228 pas en compte les paramètres liés à la forme de la distribution, ni aux amplitudes des réalisations. Son avantage

229 est qu'il évite que l'analyse de régression ne conduise à un coefficient de corrélation fortement modifié, suite à des
230 variations extrêmes. Un « run » positif, est une séquence de fluctuations précédée par une fluctuation nulle ou
231 négative et inversement pour un run négatif. Le nombre total des runs, est la somme du nombre de runs positifs
232 et de runs négatifs. Ces trois nombres caractérisent l'aspect aléatoire de la série. Dans le cas où les changements
233 de cours des actifs seraient positivement corrélés, on devrait observer de longs runs positifs ou négatifs (chaque
234 run contient un nombre important de signes identiques), alors que si les changements de cours sont négativement
235 corrélés, on devrait avoir des runs courts, c'est-à-dire des changements répétés de signe. Si les changements
236 sont indépendants, aucun des deux cas ne devrait être observé. Dans un marché efficient, les séries sont sans
237 corrélations (distribuées au hasard), les signes des changements de cours sont distribués de manière aléatoire, le
238 nombre de runs positifs et le nombre de runs négatifs sont approximativement égaux, et le nombre total de runs
239 suit une distribution normale dont on peut calculer l'espérance et l'écart type :? $r = (2N + . N ?) N + 1$ Et ?
240 $r^2 = 2N + . N ? (2N + . N ?) N^2 (N ? 1)$

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

249 V.

250 6 Statistiques Descriptives des Séries Étudiées

251 Le tableau1 suivant, présente les statistiques descriptives des rendements des 4 indices étudiés. Conformément
252 à la règle de décision (IV.B), les rendements des 4 séries sont auto-corrélés, car il existe au moins un pas pour
253 lequel $BP(q) > ?^2 (q)$. Par ailleurs, nous constatons que les coefficients de corrélation sérielles, sont en général
254 positifs et cela, quel que soit l'ordre d'auto-corrélation. La seule interprétation que nous pouvons donner à
255 ce phénomène, est qu'une hausse des rendements, est souvent suivie par une autre hausse, et inversement, ce
256 qui laisse entendre que l'évolution de ces indices, dépend de leur état actuel et passé, chose qui est tout à fait
257 contradictoire avec le principe de base de la forme faible de l'efficience des marchés financiers. b) Test de racine
258 unitaire (test de stationnarité) Pour pouvoir identifier le nombre optimal des retards à prendre en considération
259 pour les modèle ARMA(p,q), nous avons pris en considération deux approches: les critères d'informations et
260 l'analyses des Pour remédier à ce problème qualifié de « Bad model problem», (FAMA, 1969), nous avons utilisé
261 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
262 nous sommes alors retrouvés avec 32 modèles pour chaque variable. Les résultats de ces calcules sont exposés
263 dans le l'annexe A2. Conformément à cette approche, nous utiliserons les modèles ARMA(p,q) suivants :AIC
264 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

265 Le graphique de la fonction d'auto-corrélation comme celui de la fonction d'auto-corrélation partielle des
266 résidus, ne contiennent pas de pics significativement différents de zéro, sauf pour l'indice du secteur de
267 l'immobilier. Par conséquent, les résidus ?_(i,t) issus des 3 autres modèles (y compris l'indice général du marché
268 marocain), forment un bruit blanc. Nous pouvons donc juger sur la base d'une spécification ARMA, que la
269 marche ??e 1 2 3 4 5

¹Tests Del' Efficience Du Marché Financier Marocain

² $t \ i=1$. 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 : $X_t = X_{t-1} + a_0 + a_1 t + ?_t$, alors $X_t = X_0 + a_0 t + a_1 t^2 + ?_t$ $i=1$. On les note, $I(1) + T^2$ pour marquer que la moyenne dérive en t^2 .

³© 2015 Global Journals Inc. (US) 1

⁴© 2015 Global Journals Inc. (US)

⁵© 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'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 autocorrelations, 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 autocovariances 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 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'efficience 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'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 in-

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

Figure 3:

VI. Tests de L'efficience du Marché Financier Marocain

6 Tableau 1: Statistiques Descriptives Des Indices Boursiers En Niveau MASI BNQ ASSUR IMMO 8526.2

Global

Jour-
nal
of
Man-
age-
ment
and
Busi-
ness
Re-
search
Vol-
ume
XV
Is-
sue
II
Ver-
sion
I
Year
(
)

	Minimum	Std. Dev.	Jarque-Bera			
	2780.220	10.370	570.637	06.790		327
	3603.957	4.719	11823.015	15.436		
	3246.357	7.812	559.407	6		
Skewness	-	-	-	0.149784		0.0
Kurtosis	0.221920	0.209	0.211592	5843		
Probability	1.6381462	149	1.582188			
Jarque-Bera	0.000000000	0.000000000	0.000000000	0.000000000	0.000000000	0.000000000
Probability	2573.8693139	3139	273.29488921			

[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

03 04 05 06 07 08 09 10 11 12 1

© 2015 Global Journals Inc. (US) 1

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

Figure 5:

-
- 270 [Al-Khazali and Ding] , O Al-Khazali , D Ding , PyunC .
- 271 [French et al.] , K R French , G W Schwert , R F Stambaugh .
- 272 [Malkiel] , B Malkiel .
- 273 [Journal of Financial Economics ()] , *Journal of Financial Economics* 1987. 19 p. .
- 274 [Shiller et al. ()] , R J Shiller , Mit ; «market The , Press . 1989. Cambridge, MA.
- 275 [Fama et al. ()] , E; Fama , M; «filter Blume , Rules , Stock Market , Trading . *Journal of Business* 1996. 39 p. .
- 276 [Lo et al. ()] , A Lo , A Mackinlay , C; «a Non . 1999. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- 277 [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. .
- 278 [ANNEXE: FAC des rendements des 4 indices] *ANNEXE: FAC des rendements des 4 indices*, (RMASI 1)
- 280 [Bakir ()] 'efficience des marchés financiers des pays émergents: l'exemple de la bourse de Casablanca'. K ; «l' Bakir . *Association Française de Finance (AFFI)* 2002. 23 p. .
- 282 [Fama ()] 'Efficient Capital Market: A Review of Theory and Empirical Work'. E Fama . *Journal of Finance* 1970. p. .
- 284 [Fama ()] 'Efficient Capital Markets: II'. E Fama . *Journal of Finance* 1991. 46 p. .
- 285 [Fama ()] 'Efficient Capital Markets: Reply». E Fama . *Journal of Finance* 1976. 31 (1) p. .
- 286 [Geert et al. ()] B; Geert , R Campbell , Harvey . *Research in Emerging Markets Finance: Looking to the Future*», 2002. p. .
- 288 [Grossman and Stiglitz ()] S Grossman , J E; « Stiglitz . *On the impossibility of informationally efficient markets*, 1980. 70 p. .
- 290 [Malkiel ()] B Malkiel . *The Efficient Market Hypothesis and Its Critics*, 2003. p. .
- 291 [Gilmore and Mcmanus ()] *Random walk and efficiency tests of Central European equity markets*, *Managerial Finance*, C; Gilmore , G Mcmanus . 2002. 29 p. 42.
- 293 [Jensen ()] 'Some anomalous evidence regarding market efficiency'. M Jensen . *Journal of Financial Economics* 1978. 6 p. .
- 295 [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. .
- 297 [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)
- 299 [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. .
- 301 [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. .
- 304 [Urrutia ()] 'Tests of random walk and market efficiency for Latin American emerging markets'. J Urrutia . *Journal of Financial Research* 1995. 18 p. .
- 306 [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. .
- 308 [Mlambo and Biekpe ()] 'The efficient market hypothesis: Evidence from ten African stock markets'. C Mlambo , N Biekpe . » *Investment Analysts Journal* 2007. 66 p. .
- 310 [Geert et al. ()] 'Varying World Market Integration'. B; Geert , R Campbell , Harvey , Time . *Journal of finance* 1995. (2) p. .
- 312 [Random ()] *Walk Down Wall Street*, «a Random . 1973. Norton, New York.
- 313 [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. .
- 315 [Fama et al. ()] 'Yields and Expected Stock Returns». E; Fama , K R French , Dividend . *Journal of Financial Economics* 1998. 22 p. .
- 317 [«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. .
- 319 [Rahaoui ()] «*L'efficience informationnelle du marché financier Marocain : L'impact d'un profit warning sur les cours boursiers*», *Mémoire Online*, R Rahaoui . 2007. p. .