

Test of Weak Efficiency on Casablanca Stock Market, Chaotic Dynamic and Long Memory

El Mehdi Falloul

Received: 5 November 2020 Accepted: 3 December 2020 Published: 15 December 2020

Abstract

This paper aim to investigate the weak form efficiency of the Casablanca Moroccan stock market. After a brief explanation of the efficient market theory developped by Eygene Fama, we have made the whole classical econometric tests used to test the weak form efficiency, this is made by using MASI index that represents the whole stocks in Casablanca stock market. At the end of this study, we have rejected the hypothesis of efficience of Casablanca Stock market, and we have deduced that MASI is caracterised aby a choatic dynamic that we have cvalidated by calculation of Lyapunov exponent, finally and in order to judge the model that represent the MASI we have modeled MASI index using the process ARFIMA (p,dq) and we have deduced that MASI is caracterized by a long memory.

Index terms— weak efficiency, Lyapunov exponent, ARFIMA model

1 I. Introduction

n marché informationnellement efficient est défini comme un marché sur lequel le prix observé reflète pleinement et instantanément toute l'information disponible. Cette définition par Fama (1965) est trop générale pour permettre une quelconque vérification empirique. C'est pourquoi,

2 va proposer trois formes d'efficacités

Author: Professeur de Statistiques et d'économie, Faculté polydisciplinaire de Béni Mellal. e-mail: Mymehdi.falloul@gmail.com selon l'information contenu dans les prix des actifs; la forme faible de l'efficacité, la forme semi-forte et la forme forte.

Dans la forme faible de l'efficacité, l'ensemble d'information disponible comprend uniquement l'historique de la série des prix et des rendements. Par conséquent, un marché est efficient au sens faible si toute l'information basée sur les cours ou les rendements passés est pleinement reflétée dans les prix des titres. Les tests les plus utilisés pour appréhender l'efficacité au sens faible sont les tests du marché au hasard. Ces tests ont pour objet s'il est possible de prévoir les rendements futurs à partir des rendements passés et de répondre à la question posée par Fama (1991) « how well do past returns predict future returns ? ».

La forme forte est la plus restrictive puisque l'ensemble de l'information comprend, en plus de l'information publique, toute l'information privée. Les tests attachés à cette hypothèse visent à déterminer si les individus ayant un accès monopolistique à l'information sont capables des profits supérieurs aux autres agents.

L'objet de ce papier est de tester l'hypothèse de l'efficacité des marchés financiers au sens faible, les tests effectués sont en premier lieu les tests du marché au hasard de l'indice MASI suivi des tests de détermination du Chaos et enfin les tests de présence du mémoire longue sont effectués.

Ce papier est structuré comme suit, la première section contient l'introduction, la deuxième section traite d'un bref aperçu de la théorie d'efficacité des marchés et d'une revue de littérature de cette théorie, la troisième section traite de la méthodologie de l'étude, la quatrième section se focalise sur l'analyse empirique et les résultats attendus, et la cinquième section contient la conclusion.

Year 2020 ()

3 B

La forme semi-forte de l'efficience renvoie à un ensemble d'information comprenant toute l'information publique (rapports annuels, annonce de bénéfices, distributions des actions gratuites, etc.). L'objet des tests est de déterminer si les prix s'ajustent rapidement à cette information, c'est-à-dire si le marché a correctement anticipé l'annonce ou la publication des résultats. Le début de la littérature moderne de l'efficience des marchés est attribuée à puisqu'il a combiné les premiers résultats qui soutient l'hypothèse de la marche au hasard, tels que ceux de Fowles et Jones (1973), et Fanger et Mongenstern (1963). D'après Dimson et Mussavian (1998), Samuelson a développé le cadre théorique de l'hypothèse de la marche au hasard, alors que Fachelier (1990) a donné la formule de la marche au hasard dans les prix des actifs. a défini l'efficience des marchés pour la première fois, dans son analyse empirique sur les prix des actions en bourse déduisant qu'ils suivent une marche au hasard. Fama (1965a) a expliqué comment la théorie des marches au hasard sur les marchés boursiers présentent des défis importants pour les fondamentalistes et les chartistes. En même temps, Samuelson (1965) a donné le premier argument économique formel pour « l'efficience des marchés ». Sa contribution est nettement résumé par le titre de son papier « preuve que priorément les prix anticipés fluctuent aléatoirement ».

Parailleurs, Harry inventent le terme « Hypothèse de l'efficience des marchés », et ils ont distingué entre sa forme faible et forte (Campbell, Lo, et MacKinaly, 1997). Les premiers test de l'efficience au sens faible ont mené aux résultats selon lesquels il y a présence d'autocorrélations significativement différents de zéro à court terme: Fama (1965) sur le Dow Jones industriel, French et Roll (1986) et Fama et MacKinaly (1988) sur les actions cotées au NYSE, etc.

L'efficience des marchés financiers est un sujet très important dans le courant théorique de la finance de marché. Divers recherches ont examiné ce sujet sur divers marchés financiers de différents pays. Parmi les études empiriques de la forme faible de l'efficience sur les marchés financiers asiatiques, on peut mentionner celle de P.Srinivasan (2010) qui examine l'hypothèse de la marche au hasard pour déterminer la validité la forme faible d'efficience de deux marchés des actions en Inde, les résultats révèlent que les marchés des actions indiens ne sont pas efficaces au sens faible, induisant que les prix des actions peuvent être prédictible.

Bizhan Abedini (2009) ont testé l'hypothèse de l'efficience faible du marché boursier de Kuala Lumpur en utilisant un échantillon de son indice général pour une période journalière allant Janvier 2006 à Juin 2008. Les méthodes utilisées dans cette étude sont le test de la fonction d'autocorrélation, le test des Runs, le test du ratio de la variance, et le test racine unitaire. Les résultats de cette étude ne confirme pas la validité de l'hypothèse de l'efficience du marché de Kuala Lumpur. Kashif Hamid, Muhammad T.S, Syad Z.A, Rana S (2010) ont testé l'hypothèse de l'efficience faible de huit marchés des actions asiatiques (Pakistan, Inde, Sri Lanka, Chine, Corée du sud, Hong Kong, Indonésie, Malaisie). Les résultats des tests ont rejeté l'hypothèse de l'efficience faible pour les huit marchés boursiers.

Par ailleurs, divers études ont été menées sur les pays développés pour tester l'hypothèse de l'efficience faible des marchés. Fama (2003) a testé l'hypothèse de la marche aléatoire sur les bourses des Etats Unis, le Japon, l'Allemagne, l'Angleterre, Hong Kong et l'Australie, en utilisant le test de racine unitaire et l'analyse spectrale, qui permet de déterminer s'il ya lieu un effet saisonnier ou cyclique dans les prix des actions. Les résultats montrent que tous ces marchés suivent une marche au hasard. Borges (2008) a étudié la forme faible d'efficience appliquée aux indices boursiers de la France, l'Allemagne, l'Angleterre, la Grèce et l'Espagne. Les données utilisées journalières dont les valeurs de clôture. Globalement, l'auteur a constaté que les prix des actions suivent une marche au hasard pour les six pays.

Plusieurs études empiriques ont été menée pour tester l'efficience des marchés des actions dans le contexte des pays émergents et développés. La vaste majorité de ces études ont testé la forme faible d'efficience en se basant sur l'hypothèse de la marche aléatoire. Quelques études ont rejeté la forme faible alors que d'autres l'ont accepté et validé.

4 III. Méthodologie

L'objet de cette section est d'étudier les méthodes et test entrepris pour tester l'efficience faible du marché boursier de Casablanca.

Year 2020 ()

5 B

Ces études empiriques ont utilisé des tests conventionnels de l'efficience, qui ont été développé pour tester des marchés développés, les marchés émergents sont caractérisés par une basse liquidité, thin trading, des informations irrelevantes, et des investisseurs peu informés. De plus, l'hypothèse de rationalité avance que les investisseurs ont une aversion face au risques, répondant instantanément aux informations nouvelles, et élaborant des prédictions non biaisés.

6 a) Tests de racine unitaire

La mise en oeuvre des divers tests de Chaos et de mémoire longue nécessite que la série analysée soit stationnaire. Pour tester la stationnarité du MASI en moyenne on utilise le test de Dikey et Fuller (1979, 1981) $\tau = ?$
 $= + ? + ? 1 ? ? = ?(1)$

L'exposant de Lyapunov s'exprime ainsi: initiale. Cela implique l'existence d'un spectre qui regroupe tous les exposants de Lyapunov. (Riane, 2014) Il existe divers algorithmes permettant d'estimer le plus grand exposant de Lyapunov à partir de l'observation d'une série temporelle. On a choisi d'appliquer l'algorithme de Hegger, Schreiber et Kantz, cette technique a l'avantage d'être robuste même avec un petit nombre d'observations (Riane, 2014).

Un intérêt particulier est accordé au plus grand exposant. Comme le note Kantz et Schreiber (2004), Si:
 $\lambda_{\max} < 0$: il s'agit d'un point fixe stable;
 $\lambda_{\max} = 0$: il s'agit d'un cycle limite;
 $\lambda_{\max} > 0$: il s'agit d'un processus chaotique;
 $\lambda_{\max} = ?$: il s'agit d'un bruit.

j) Le modèle ARFIMA Un processus stationnaire X_t suit un processus ARFIMA(p,d,q) si: $(1 - \sum_{i=1}^p \alpha_i B^i)(1 - \sum_{j=1}^q \beta_j B^j) = (1 - B)^d$ Avec $(1 - B)^d = \sum_{k=0}^{\infty} \binom{d}{k} (-1)^k B^k$

est le développement binomial défini par: $\binom{d}{0} = 1, \binom{d}{1} = d, \binom{d}{2} = \frac{d(d-1)}{2}, \dots, \binom{d}{k} = \frac{d!}{k!(d-k)!}$

α_i, β_j sont les polynômes retards autorégressifs et moyenne mobile dont les racines sont à l'extérieur du disque de l'unité: $|\alpha_i| < 1, |\beta_j| < 1$

Il est à noter que les processus ARMA et ARIMA sont des processus ARFIMA dans lesquels, respectivement $d=0$ et d est un entier.

L'estimation du modèle ARFIMA peut être réalisée à partir de deux familles de méthodes: les méthodes dites « en deux étapes » dont la plus utilisée est la méthode de Geweke et Porter Hudak (1983), et celle de maximum de vraisemblance.

11 IV. Analyse Empirique

L'objet de cette section est d'étudier les caractéristiques essentielles des séries des rendements des actions de la bourse de Casablanca au moyen des tests traditionnels mais également à l'aide d'outils statistiques plus élaborés. a) Propriétés statistiques de la série L'étude empirique menée au cours de papier porte sur l'indice boursier MASI. La fréquence des données de notre échantillon est quotidien, la série s'étale du 01 Janvier 2002 au 28 Septembre 2018 avec un nombre de 4176 d'observations. Nous avons choisi une fréquence journalière pour deux raisons parce que les outils de détection de chaos nécessitent, un grand nombre de données. Notons que la série est transformée en logarithmes à fin de tenir compte de la non stationnarité en variance. La figure 1 La section suivante a pour objet d'étudier au moyen des tests traditionnels la forme faible de l'efficacité des marchés financiers.

12 b) Tests traditionnels de la forme faible de l'efficacité

Cette section a pour objet de tester l'efficacité en déterminant s'il existe une structure de dépendance dans les séries de rendements. Le test de rapport de variances a été appliqué pour diverses valeurs du paramètre de troncature q . On a ainsi fait varier q de 2 à 4096. Ce choix d'une valeur importante de q vise à ne pas négliger la mémoire longue qui pourrait exister dans la série des rendements et qui serait occultée si l'on retenait une valeur trop faible pour le paramètre de troncature.

Au regard du tableau 5 la série des rendements du MASI semble présenter une forte structure de dépendance puisque l'hypothèse de marche aléatoire n'est acceptée qu'à partir de valeurs élevées de q (1024). Autrement dit la série de rendements paraît présenter une « mémoire ».

Les résultats sont quelque peu divergents selon le test retenu. Il paraît par conséquent nécessaire d'appliquer des tests plus puissants pour obtenir des conclusions plus tranchées. En effet, les tests précédents s'ils permettent de détecter une corrélation sérielle (linéaire) ne nous permettent pas de détecter la structure de dépendance non linéaire. Or, la série de rendements est une distribution asymétrique indicatrice de non linéarité. A cet égard, le test de BDS présenté ci-après paraît plus puissant pour déceler des dépendances de type non linéaire dans la série. Puisque la valeur de l'exposant de Hurst est dans l'intervalle $0.5 < H < 1$, la série du MASI présente donc un effet de Joseph de dépendance de Benoit Mandelbrot en référence au récit biblique qui se trouve aussi dans le saint Coran. Autrement dit la série du MASI présente un effet de persistance ou de surdiffusion entre les déplacements successifs. L'effet de persistance signifie que des petites valeurs sont suivies de petites valeurs, et les grandes valeurs des grandes valeurs. Sachant que les séries persistantes ont une mémoire longue, alors la série MASI présente une mémoire longue.

iii. Estimation du processus ARFIMA La méthode utilisée en l'occurrence pour estimer le modèle ARFIMA est dite la méthode en une étape qui consiste à estimer simultanément tous les paramètres de la représentation ARFIMA(p,d,q). Cette méthode repose sur la technique de maximum de vraisemblance, la procédure d'estimation du modèle ARFIMA est caractérisée par une vitesse de convergence un peu plus longue que celle du catégorie des modèles ARIMA.

Le tableau suivant donne les résultats de l'estimation du modèle ARFIMA (2, d, 1) de la série du MASI. Cette étude met en relief le fait l'importance de tenir en compte le comportement de long terme de la série MASI. La série paraît prévisible à long terme, donc en guise de conclusion il est possible d'établir des stratégies rémunératrices sur le marché boursier, ceci rend d'autant plus vulnérable l'hypothèse d'efficacité.

13 Variables

14 V. Conclusion

Au terme de cette étude nous avons rejeter l'hypothèse d'efficience du marché boursier de Casablanca, et nous avons trouvé que l'indice masi est caratérisé par dynamique chaotique que nous avons validé en passant par le de l'exposant de Lyapunov, enfin et pour bien juger le modèle qui représente la série masi nous avons modéliser la série par un processus ARFIMA(p,d,q) et nous avons déduit que l'indice MASI est caractérisé par une mémoire longue.

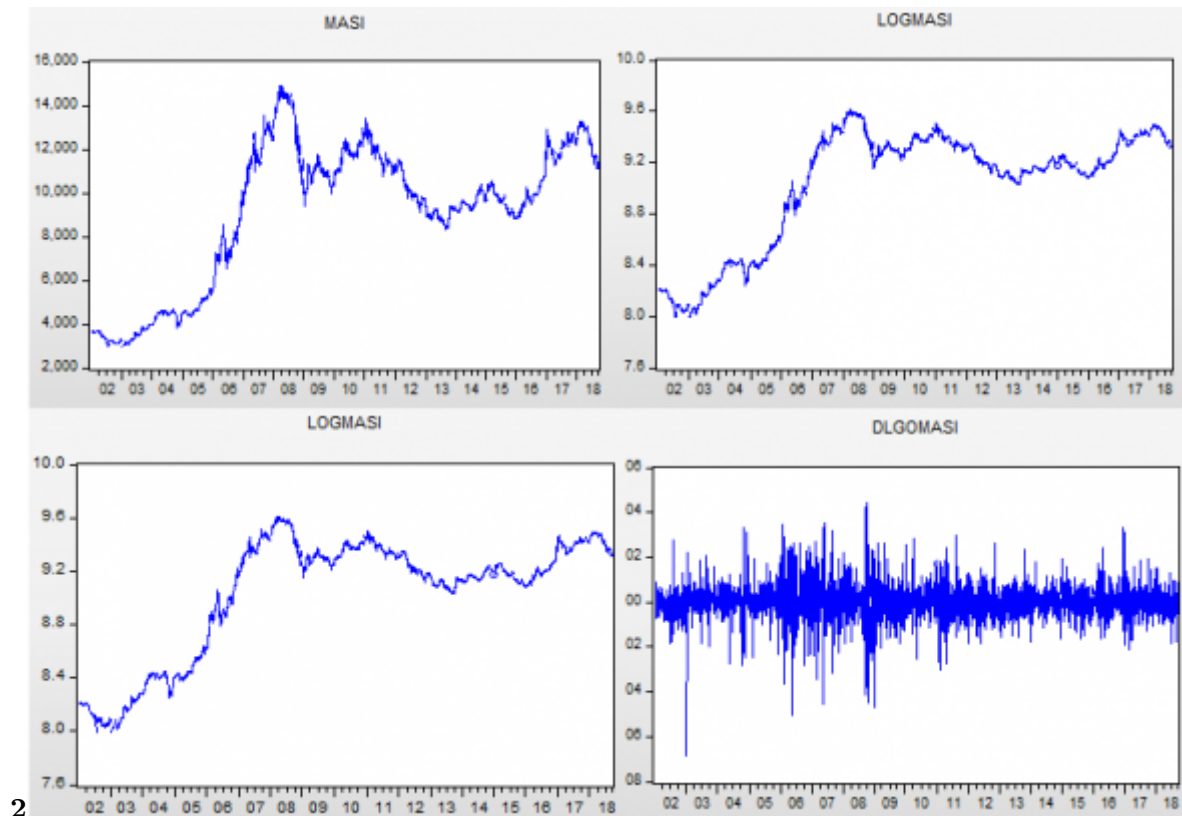


Figure 1: 2 *

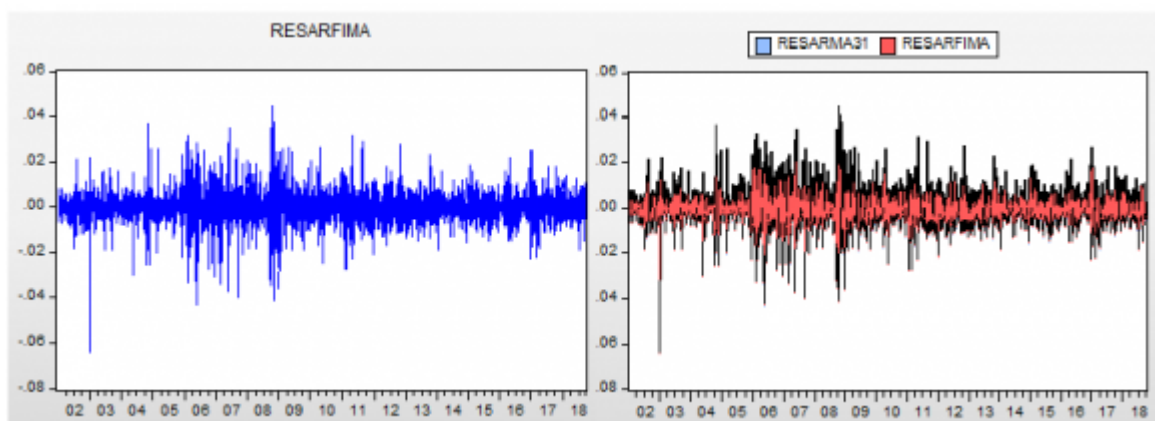


Figure 2: Si

Figure 3:

? La statistique de Fisher de nullité de coefficients

$$F = \frac{(R^2 - k) / (n - k - 1)}{(1 - R^2) / (n - k)}$$

? 0 1 H a b a b 1 1 2 2 : : H Au moins un des coefficients est non nul

?
?

Si on refuse l'hypothèse nulle H_0 , il y a donc un risque d'hétéroscédasticité:

? La statistique LM qui est distribuée comme un χ^2 à p ddl (autant de coefficients que nous estimons)

Y compris le terme constant). Si $F > F_{\alpha, k, n-k-1}$ (p value < 5%), on rejette l'hypothèse nulle dans la table de 2020

(est égal à 1-de manière Le test ARCH d'Engel: Première étape: calcul de t_e le résidu du modèle de)

B asymptotique-si t_e est un bruit blanc). Cette statistique régression; est comparée aux valeurs critiques de la table de Mackinnon. (Bourbonnais, 2015) 2 Deuxième étape: c)

d) Test d'homoscédasticité Les séries financières sont très souvent entachées d'hétéroscédasticité, autrement dit la présence de cette structure a des effets significatifs sur les tests économétriques de corrélation sérielle et de marche aléatoire. Il est nécessaire de faire des tests d'homoscédasticité sur la série de rentabilité préalablement aux divers tests d'efficacité. Deux types de tests d'homoscédasticité ont été employés; le test de Breusch et Pagan (1979) et le test de White (1980).

e) Les tests de Breusch et Pagan Il constitue un test asymptotique très général puisqu'il couvre un grand nombre de formes d'hétéroscédasticité.

On considère le modèle général suivant:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_{t-1} + \alpha_2 x_{t-2} + \dots + \alpha_p x_{t-p} + \epsilon_t$$

[Note: e Troisième étape: régression autorégressive des résidus sur p retards (résidu décalé) où seuls les retards significatifs sont conservés.]

Figure 4:

Série
MASI

Tableau 3: Statistiques descriptives sur la série des rendements				
T	Moyenne	Ecart-type	Skewness	Kurtosis
4176	0,0002720	0,000282	-0,414859	9,809

D'après la statistique J.B, on constate que l'hypothèse nulle de normalité est rejetée la série des rendements du MASI. On notera en particulier le caractère leptokurtique de la série des rendements. Le coefficient de skewness négatif indique que la série des rendements est étalée vers la gauche. Cette asymétrie peut être le signe d'une non linéarité dans le processus d'évolution des rendements. Notons que cette non linéarité peut avoir plusieurs sources. Elle peut témoigner de:

- La présence d'un effet ARCH très souvent rencontré dans les séries financières,
- L'existence d'une mémoire de long terme modélisable par un processus de type ARFIMA (autorégressif moyenne mobile fractionnaire intégré),
- L'existence d'une structure déterministe chaotique.

Tableau 1: Test de Dikey-Fuller Augmenté

Série	Modèle	Retards	Stat. DFA	Modèle	Retards
MASI	1	4	-1,71	1	4

Afin de tester l'ordre d'intégration de la série le test Dikey-Fuller Augmenté a été appliquée sur la série en différence première (rendements). On constate au regard du tableau 1 que la série du MASI est stationnaire en différence première. En raison de l'importance de la validité de l'hypothèse de stationnarité pour nos divers tests, il est adéquat de procéder aux résultats du test Dikey-Fuller. Ce test

Tableau 2: Test de Phillips-Perron

Série	Modèle	Retards	Stat. PP
MASI	1	4	-1,76

[Note: Modèle1: modèle sans constante ni tendance, La stat. DFA est la valeur de la statistique t de DF, elle est à comparer avec les valeurs critiques .1,95 pour le modèle 1, -2, 86 pour le modèle 2 et .3,41 pour le modèle 3 au seuil 5%. Modèle1: modèle sans constante ni tendance, La stat. PP est la valeur de la statistique t de DF, elle est à comparer avec les valeurs critiques .1,95 pour le modèle 1, -2,86 pour le modèle 2 et .3,41 pour le modèle 3 au seuil 5%.]

Série MASI Tableau 5: Le test ARCH nous a permis de conclure qu'il
Tableau 8:

existe bien une hétéroscédasticité conditionnelle (effet

ARCH) dans la série des rendements du MASI. A ce

niveau, il convient de rappeler que la présence

iii.
Tests
d'absence
de cor-
réla-
tion
sérielle
LM
465,83**
Test
des
Runs
Le
test
des
runs
est un
test
non
paramétrique
qui
vise à
tester
le car-
actère
aléa-
toire
des
séries
de

36 Test le nombre d'observations, J.B est la statistique de Jarque et Béra d'hétéroscédasticité conditionnel
Vol-
ume
XX
Is-
sue
III
Ver-
sion
I
Year
2020
()
B

d'autocorrélation
est re-
jetée,
cela
sig-
nifie
que les
rentabil-
ités
sont
auto-
cor-
rélées. Les
tests

Test of Weak Efficiency on Casablanca Stock Market, Chaotic Dynamic and Long Memory
Série MASI

38	Tableau 9: Test BDS Série MASI Statistiquez 1	22.14191	23.44798	1,5	Global
25	21.85203 26.79715 28.19111 28.12679 30.58994 29.22730 33.12403 30.31779				Jour-
35	6.64627 31.24891 38.50531 32.05988 41.81238 32.98037 45.92488 34.10695				nal
51	0.00169 35.39045 57.18641 36.78950 65.04502 38.53267 74.53158 40.56875				of
85	9.2505 42.85762 88.28928 41.25000 76.33749 38.96574 66.54006 36.99637				Man-
58	3.4039 35.26892 RV 0.655997 0.343844 0.174988 0.087867 0.045394				age-
0	0.022321 0.011484 0.006011 0.003368 0.002106 0.001660 0.028346				Estimation
1	0,5 20.05748 24.55153 28.75439 33.77567 39.53157 46.62979				and
56	6.7480 70.15628 88.81797 115.6761 157.8109 216.8054 301.2788 411.5825				Busi-
51	6.9398 346.8494 253.0224 181.4831				Ness
10	11 12 13 14 15 15 14 13 12 2 4 8 16 32 64 128 256 512 1024 2048 4096				Modèle
Re-	ARMA(0,3) 0,287 Coefficient ?2 0,071 Coefficient ?3 0,02 Critères de selection				search
du	Modèle AIC -7,0251 *: significatif au seuil de 5%, AIC: critère d'Akaike,				Vol-
Vol-	SC: critère de Schwarz Le modèle choisi pour filtrer la série des rendements du				ume
ume	MASI et ARMA(0,3) puisqu'il minimise les critères d'informations d'Akaike				XX
XX	et Schwarz. On effectue désormais le Test BDS sur la série résiduelle. Test				Is-
Is-	BDS sur la série résiduelle Afin d'appliquer le test, les règles suggérées 2				sue
sue	23.44114 26.21856 27.04520 27.54283 27.98393 28.25241 28.32375 28.48166				III
III	28.69132 28.94439 29.51878 30.73721 28.98540 30.17367 28.51510 29.68691				Ver-
Ver-	28.10215 29.25732 z -12.69395* -13.83232* -11.86048* -9.370905* -7.150322*				sion
sion	-5.454082* -4.066997* -3.025950* -2.228820* -1.627968 -1.210390 -0.924628				I
I	T-statistique 30, 143* 7,108* -2,591* SC -7,0160 par Brock et al. (1992)				Year
Year	ont été suivi : on a retenu les valeurs 0,5, 1, 1,5, et pour le ratio ?/? et				2020
2020	fait varier la dimension de prolongement m de 2 à 15. Les résultats de ce				(
(	test figurent dans le tableau 7. m Série MASI Statistiquez 0,5 1 1,5 2 2				)
)	18.58435 20.11996 20.49566 20.04112 3 24.05264 24.39970 24.46878 23.79558				B
B	4 29.14540 27.24810 26.24541 25.19199 5 34.83061 29.92312 27.46019 25.95964				
	6 41.09144 32.62870 28.59408 26.53617 7 49.64323 35.32704 29.53472 26.88593				
	8 60.73376 38.43919 30.47209 27.11955 9 75.64390 41.79692 31.34070 27.31079				
	10 98.07066 46.19207 32.42633 27.50565 11 130.0497 51.66281 33.76798				
	27.76651				
	Tableau 10: Choix du Modèle ARMA (p, q) i. Estimation du				
	plus grand exposant de Lyapunov On reporte en l'occurrence dans le tableau				
	les résultats de l'exposant de Lyapunov pour des temps correspondant à 10				
	jours (environ 2 semaines) et 40 jours (environ 2 mois). On, a par ailleurs fait				
	la dimension de prolongement de 3 à 10. Les résultats obtenus sur les séries				
	de rendements figurent dans le tableau 6. Série Temps m=3 m=4 m=5				
	m=6 MASI 10 40 0.00160 0.0038 0.0273 0.0067 0.0282 0.0082 0.0106 0.0023				
	m: dimension de prolongement Le plus grand exposant a un signe positif.				
	Cela veut dire que le processus est bien chaotique. ii. Estimation du R/S				
	Exposant de Hurst Une des méthodes à estimer le paramètre d'intégration d				
	est le calcul de l'exposant de Hurst H au moyen de la relation: $\hat{H} = \frac{1}{2} \log_2 \frac{R/S(d)}{R/S(1)}$				
	? Ou ? est l'estimateur de l'exposant de Hurst; ? pouvant être calculé au				
	moyen de la statistique R/S ou R/S modifié. L'algorithme donne le résultat				
	suivante: Tableau 11: c) Application des outils de détection du chaos $\hat{H} = 0,59$				
	0,09 2 d = ? =				
	m: dimensions de prolongements, *: accepter l'hypothèse nulle pour un seuil				
	de 5%				
	© 2020 Global Journals				

[Note: m: dimensions de prolongements, *: accepter l'hypothèse nulle pour un seuil de 5%]

				Coefficients	Erreur standard	Statistique -t Probabilité		
C	d	AR(1)	AR(2)	0.00026	0.00024	1.04949	2.25015	0.2940
MA(1)				0.089771	0.03989	10.3138	-14.1505	0.0245
				0.894289	0.08670	-6.16284		0.0000
				-0.185212	0.01308			0.0000
				0.696939	0.11308			0.0000

d: paramètre d'intégration fractionnaire, C: constante

Figure 8:

-
- 226 [Dimson and Mussavian ()] ‘A brief history of market efficiency’. E Dimson , M Mussavian . *European Financial*
227 *Management* 1998. 4 (1) p. .
- 228 [Bizhan ()] ‘An Evaluation of Efficiency of Kuala Lumpur Stock Exchange’. Abedini Bizhan . *Interdisciplinary*
229 *Journal of Contemporary Research in Business* 2009. 1 (4) .
- 230 [Bourbonnais ()] R Bourbonnais . *Économétrie : cours et exercices corrigés*. Dunod, 2015.
- 231 [Breush and Pagan ()] T Breush , A R Pagan . *A simple test of Heteroscedasticity and random coefficient*
232 *variation*, 1979. 47 p. .
- 233 [Comparaison des qualités prédictives d’ARFIMA par rapport à la marche au hasard] *Comparaison des qualités*
234 *prédictives d’ARFIMA par rapport à la marche au hasard*, 14.
- 235 [Fama ()] ‘Efficient capital markets: A review of theory and empirical work’. E F Fama . *The Journal of Finance*
236 1970. 25 (2) p. .
- 237 [Fama (1970)] ‘Efficient Capital Markets: a Review of Theory and Empirical Work’. E Fama . *Journal of Finance*
238 1970. 25 may.
- 239 [Fama ()] ‘Efficient capital markets: II’. E F Fama . *The Journal of Finance* 1991. 46 (5) p. .
- 240 [Borges ()] *Efficient market hypothesis in European stock market*, M R Borges . 2008.
- 241 [Riane ()] *Etude de la dynamique nonlinéaire des rentabilités de la bourse de Casablanca*, Nizare Riane . 2014.
- 242 [Lardic and Mignon ()] *L’efficience informationnelle des marchés financiers*, S Lardic , V Mignon . 2006. Paris:
243 La Découverte.
- 244 [Mignon ()] ‘Les ambiguïtés de la théorie de l’efficience informationnelle des marchés financiers’. Valérie Mignon
245 . La Découverte.PP 2008. 104 p. 117.
- 246 [Lo ()] ‘Long-term memory in stock market prices’. A W Lo . *Econometrica* 1991. 59 (5) p. .
- 247 [Fama ()] ‘Market efficiency, long-term returns, and behavioral finance’. E F Fama . *Journal of Financial*
248 *Economics* 1998. 49 (3) p. .
- 249 [Fama and French ()] ‘Permanent and temporary components of stock prices’. E F Fama , K R French . *Journal*
250 *of Political Economy* 1988. 96 (2) p. .
- 251 [Samuelson ()] ‘Proof that properly anticipated prices fluctuate randomly’. P A Samuelson . *Industrial Manage-*
252 *ment Review* 1965. 6 (2) p. .
- 253 [Samuelson ()] ‘Proof that properly anticipated prices fluctuate randomly’. P A Samuelson . *Industrial Manage-*
254 *ment Review* 1965. 6 (2) p. .
- 255 [Cowles and Jones ()] ‘Some a posteriori probabilities in stock market action’. 3rd Cowles , A Jones , HE .
256 *Econometrica* 1937. 5 (3) p. .
- 257 [Cowles and Jones ()] ‘Some a posteriori probabilities in stock market action’. 3rd Cowles , A Jones , HE .
258 *Econometrica* 1937. 5 (3) p. .
- 259 [Granger and Morgenstern ()] ‘Spectral analysis of New York stock market prices’. C W J Granger , O
260 Morgenstern . *The Random Character of Stock Market Prices*, P H Cootner (ed.) 1963. 1964. The MIT
261 Press. 16 p. . (Reprinted in)
- 262 [Granger and Morgenstern ()] ‘Spectral analysis of New York stock market prices’. C W J Granger , O
263 Morgenstern . *The Random Character of Stock Market Prices*, P H Cootner (ed.) 1963. 1964. The MIT
264 Press. 16 p. . (Reprinted in)
- 265 [Roberts ()] *Statistical versus clinical prediction of the stock market*, H Roberts . 1967. (Unpublished manuscript)
- 266 [Roberts ()] *Statistical versus clinical prediction of the stock market*, H Roberts . 1967. (Unpublished manuscript)
- 267 [Lo and Mackinlay ()] ‘Stock market prices do not follow random walks: Evidence from a simple specification
268 test’. A W Lo , A C Mackinlay . *The Review of Financial Studies* 1988. 1 (1) p. .
- 269 [Hamid ()] ‘Testing the Weak form of Efficient Market Hypothesis: Empirical Evidence from Asia-Pacific
270 Markets’. Kashif Hamid . *International Research Journal of Finance and Economics* 2010. 58 p. .
- 271 [Srinivasan (2010)] ‘Testing Weak-Form Efficiency of Indian Stock Markets’. P Srinivasan . *APJRB* 2229-4104.
272 2010. November. 1 (2) .
- 273 [Fama ()] ‘The behavior of stock-market prices’. E F Fama . *Journal of Business* 1965b. 38 (1) p. .
- 274 [Fama ()] ‘The behavior of stock-market prices’. E F Fama . *Journal of Business* 1965b. 38 (1) p. .
- 275 [Campbell et al. ()] *The Econometrics of Financial Markets*, J Y Campbell , A W Lo , A C Mackinlay . 1996.
276 Princeton, NJ: Princeton University Press.
- 277 [Cooray ()] ‘The random walk behavior of stock prices: a comparative study’. A Cooray . *Economic society, Far*
278 *Eastern Meeting*, 2004. (540 SAU School Economics Discussion paper 2003-05)

- 279 [Bachelier ()] 'Théorie de la spéculation'. L Bachelier . *Annales Scientifiques de l'Ecole Normale Supérieure* 1900.
280 3 (17) p. .
- 281 [Dikey and Fuller ()] '« Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root'. D A Dikey
282 , W A Fuller . *Journal of American statistical Association* 1979. 74 p. .
- 283 [White ()] '« Heteroscedasticity-consistent covariance estimator and a direct test of heteroscedasticity'. H White
284 . *Econometrica* 1980. 48 p. .
- 285 [French ()] '« Stock Return variances : The Arrival of information and the reaction of traders'. K R French ,
286 Rollr . *Journal of financial economics* 1986. 17 p. .
- 287 [Dikey and Fuller ()] '« the likelihood ratio statistics for autoregressive time series with unit root'. D A Dikey ,
288 W A Fuller . *Journal of American statistical Association* 1981. 49 p. .