

L'efficience informationnelle des marchés financiers : Etude théorique et validation empirique sur la Bourse d'Alger

Mohamed KHALED Université Batna 1 Hadj Lakhdar

Résumé:

Ce papier a pour objectif d'examiner l'efficience informationnelle du marché des actions algérien, en passant en revue les principaux fondements de la théorie de l'efficience des marchés, socle de l'ensemble des développements théoriques et applications empiriques en finance de marché et d'entreprise.

A ce titre, nous avons appliqué le test de ratio de variance développé par Lo et MacKinlay (1988), sur la base d'un échantillon composé des cours journaliers de l'indice DZAIRINDEX, pour une période allant du 03 janvier 2008 au 31 décembre 2016. Les résultats auxquels nous sommes parvenus indiquent que le marché des actions algérien est inefficent au sens faible et ce, en rejettent la présence d'un processus de marche aléatoire dans la série des cours de l'indice.

Mots clés : Théorie de l'efficience, test de ratio de variance, marché des actions algérien, indice DZAIRINDEX.

Abstract :

The purpose of this paper is to examine the informational efficiency of the algerian stock market by reviewing the main basis of the efficient market theory, the core of all theoretical developments and empirical applications in the market and corporate finance fields.

As such, we applied the variance ratio test developed by Lo and MacKinlay (1988), using daily prices of the DZAIRINDEX index, over the period between 03rd january 2008 and 31st December 2016. The results we have reached indicate that the Algerian stock market is inefficient in the weak form, by rejecting the presence of a random walk process in the index's prices serie.

Key words: Efficient market theory, variance ratio test, algerian stock market, DZAIRINDEX.

1. Introduction :

La théorie financière a connu au cours du siècle dernier des changements considérables dans la manière d'appréhender le fonctionnement des marchés financiers. Une avalanche de recherches théoriques et d'investigations empiriques a jeté les fondements d'un consensus qui a révolutionné le monde de la finance. Ce paradigme de recherche est appelé l'efficience des marchés financiers (*Efficient Market Hypothesis : EMH*).

La théorie de l'efficience dont les origines remontent aux travaux de Bachelier (1900), a connu une expansion fulgurante à partir des années 60 avec les travaux pionniers en finance moderne d'un certain nombre de chercheurs. C'est, cependant, à Eugène Fama que sont attribuées les bases de l'EMH. Le succès de cette dernière réside dans la définition des principes élémentaires du fonctionnement des marchés et du comportement des investisseurs.

Pris au sens général, un marché est efficient si l'ensemble des informations concernant chaque actif coté dans ce marché est immédiatement intégré dans le prix de cet actif. Sous cet angle, le prix observé doit être au même niveau que sa valeur fondamentale (Kulish, 2008). L'EMH suppose, pour se faire, que les investisseurs opérant sur les marchés financiers sont rationnels et se comportent de manière normative. Leurs choix et leurs décisions n'ont pour objectif, que la maximisation de leur richesse, représentée par leur fonction d'utilité.

L'étude de l'efficience informationnelle est d'un intérêt capital eu égard à ses implications considérables dans l'économie d'un pays et le mode de fonctionnement des marchés financiers. Toutefois, elle se trouve depuis quelques années sérieusement contestées. Son incapacité à rendre compte d'évènements qui ont secoué les plus grandes places financières, tels que le Krach de 1987 ou la bulle Nasdaq, ou plus récemment la crise financière des *subprimes* de 2008, a conduit la littérature économique et financière à relâcher certaines de ses principales hypothèses, notamment la rationalité des investisseurs et la capacité de l'arbitrage à rétablir l'équilibre des prix. Dès lors, un marché inefficient devient un terrain fertile pour l'émergence d'anomalies financières dont la persistance présente un risque de déséquilibre financier et économique à échelle nationale et internationale.

L'objet de ce papier est de présenter, dans une première étape, une revue de la littérature sur les principaux concepts et hypothèses de la théorie de l'efficience, en s'inscrivant dans le sillage des réflexions théoriques et applications empiriques proposées par la littérature financière mondiale. La deuxième étape vise à explorer l'état du marché boursier algérien du point de vue de l'efficience informationnelle au sens faible.

Le choix porté sur l'examen du marché des actions algérien s'explique par l'absence de validation empirique concernant son niveau d'efficience, pouvant offrir des résultats d'analyses statistiques dont l'interprétation permettrait de fournir un aperçu général sur l'état de la Bourse d'Alger et sur la capacité des cours de son indice à refléter pleinement toute l'information disponible.

De plus, cet article a l'ambition de susciter l'intérêt des étudiants algériens (en finance et commerce internationales, marchés de capitaux ou autres disciplines en relation avec les sciences économiques et de gestion) pour investir le champ de la recherche sur le fonctionnement des marchés financiers, dont les retombées permettront de mieux appréhender le développement de la bourse des valeurs mobilières d'Algérie vers lequel se dirigent, les autorités algériennes.

2. La Théorie de l'Efficience des Marchés Financiers :

2.1. Définition:

La notion de l'efficience des marchés financiers a été pour la première fois introduite par le mathématicien français Louis Bachelier en 1900. Aujourd'hui, elle constitue la base de l'ensemble de la théorie financière. Les travaux concernant le CAPM (*Capital Asset Pricing Model*), l'APT (*Arbitrage Pricing theory*), l'évaluation des options, les bases de la finance organisationnelle, sont fondés explicitement ou implicitement sur l'hypothèse de l'efficience des marchés (*Efficient Market Hypothesis, EMH*). On distingue dans la littérature financière trois catégories d'efficience : allocationnelle, fonctionnelle et informationnelle. Toutefois, cette dernière représente la dimension la plus importante de l'efficience et le pilier essentiel de la finance moderne, dont nous consacrerons le reste de cette partie. Avec la rationalité des investisseurs, ces trois types d'efficience constituent les principales dimensions de la théorie de l'efficience (Aktas, 2004).

Depuis la parution de ses articles fondateurs en 1965, Eugène Fama s'est vu attribué par la scène académique en finance, la paternité de la théorie des marchés efficients. Selon l'auteur : « *un marché est dit efficient si et seulement si l'ensemble des informations disponibles concernant chaque actif coté sur ce marché est immédiatement intégré dans le prix de cet actif* » (Fama, 1965). Autrement dit, sur un marché efficient dès qu'une information concernant un actif coté existe, le prix de ce dernier est instantanément modifié en incorporant cette nouvelle information (Kulish, 2008). Le prix observé sur le marché englobe, ainsi, instantanément les conséquences des événements passés et reflète les anticipations concernant les événements futurs : « *Sur un marché efficient, la concurrence que se livre un grand nombre d'opérateurs intelligents crée une situation dans laquelle, à chaque moment, les prix des différentes valeurs reflètent les effets de l'information basée, d'une part, sur des événements qui se sont déjà produits et, d'autre part sur des événements que le marché s'attend à voir se produire dans le futur. En d'autres termes, le prix pratiqué sur un marché efficient est, à tout moment, une bonne estimation de sa valeur intrinsèque.* », Poursuit Fama (1965).

Toutefois, ces définitions sont de plus en plus contestées dans la littérature financière, car elles sont fondées sur des hypothèses difficilement vérifiables et jugées en contradiction avec le comportement réel des marchés financiers. Ces conditions ou hypothèses n'étant pas parfaitement vérifiées, Jensen (1978) propose une autre définition plus plausible aux yeux des critiques : « *Un marché est efficient si les prix des actifs cotés intègrent les informations les concernant de telle manière qu'un investisseur ne peut en achetant ou en vendant cet actif, en tirer un profit supérieur aux coûts de transaction engendrés par cette action* » (Kulish, 2008).

En dépit de la rigidité de la définition apportée par Fama, c'est pourtant celle-ci qui est la plus souvent relatée dans les travaux de recherche et la plus représentative du concept d'efficacité ayant les modélisations empiriques les plus significatives. Nous présenterons dans ce qui suit les hypothèses retenues par Fama et sur la base desquelles un marché est considéré comme efficient au sens informationnel.

2.2. Les fondements de la Théorie de l'Efficiencia :

2.2.1. Les Hypothèses de l'EMH :

L'efficience des marchés financiers découle de la notion de marchés purs et parfaits conçus au XIX^e siècle et dont la définition est évolutive. Elle est fondée sur un certain nombre d'hypothèses qui doivent se réaliser pour qu'un marché soit caractérisé d'efficent (Aktas, 2004). Celles-ci se résument comme suit :

La rationalité des investisseurs

Les marchés financiers ne peuvent être efficients que si les agents économiques agissant sur ces marchés sont rationnels, c'est-à-dire qu'ils doivent agir de manière cohérente par rapport aux informations qu'ils reçoivent, devant se traduire par une stabilité des cours reflétant leur valeur fondamentale. Sur le plan pratique, cela se traduit par une réaction rationnelle à toutes informations nouvellement reçues. Autrement dit, si ces agents anticipent un évènement susceptible de faire baisser le cours d'un titre, ils doivent impérativement le vendre et en aucun cas l'acheter ou le conserver.

En effet, les investisseurs rationnels, conformément à la théorie économique, devraient par leurs actes d'achat et de vente, ne chercher qu'à maximiser leur espérance d'utilité. Cette hypothèse est vérifiée lorsque ces agents réagissent sur le marché en minimisant les risques pour un niveau de rendement donné, et vice-versa.

La libre circulation de l'information et la réaction instantanée des investisseurs

Sur un marché effcient les prix intègrent instantanément l'ensemble des informations disponibles, traduisant l'incapacité des agents à prévoir les prix futurs. Pour se faire, certaines conditions doivent être respectées :

- L'information soit diffusée simultanément auprès de tous les agents économiques, il ne doit y avoir de décalage temporel entre le moment où un agent économique reçoit une information et le moment où un autre agent économique reçoit la même information ;
- Les agents économiques puissent traiter l'information en temps réel et agir immédiatement sur le marché en fonction de cette information.

La gratuité de l'information

Tous les agents économiques doivent pouvoir obtenir une information sans que cela engendre pour eux des coûts supplémentaires de gestion. Une information gratuite offre à tous les intervenants les mêmes paramètres et conditions d'analyse et de prise de décision, à l'effet de ne procurer aucun avantage informationnel d'une catégorie d'investisseur par rapport à l'autre.

L'absence des coûts de transaction et d'impôt de bourse

Dans la mesure où les agents économiques agissant sur les marchés financiers peuvent hésiter à investir ou à désinvestir si des coûts de transactions ou des taxes boursières diminuent ou annulent le gain potentiel réalisable. Cette conséquence, qui découle directement de la définition de Fama (1965), forge les principes d'un marché parfait où l'allocation des ressources se fait à un coût nul assurant une rémunération équitable des intermédiaires.

Pendant, les observateurs sur les marchés financiers s'accordent à dire que les hypothèses d'efficience des marchés sont difficilement conciliables aux réalités de leur fonctionnement. En effet, l'existence des coûts de transaction est une évidence, ne serait-ce que par la prise en considération des coûts relatifs à la rémunération des intermédiaires en bourse. D'une manière générale, les coûts de transaction sont regroupés en coûts explicites et implicites liés au *bid-ask spread* ou la fourchette des prix.

Atomicité des investisseurs et la liquidité

Les agents économiques ne vont pas réaliser des transactions de titre si pour des raisons de liquidité, ces transactions peuvent faire varier leur cours. Le marché est parfaitement liquide et il n'existe aucune opportunité d'arbitrage.

En somme, il apparaît évident que les conditions nécessaires à une totale efficience des marchés financiers sont difficilement réalisables, eu égard au fonctionnement réel des marchés. Ceux-ci ne peuvent pas être considérés comme efficaces compte tenu d'hypothèses aussi restrictifs. Afin de remédier à cette rigidité, Fama (1970) décide d'échelonner la définition de l'efficience informationnelle en trois formes, de la plus

simple à vérifier empiriquement à la plus complexe, il s'agit de la forme faible, la forme semi-forte et la forme forte de l'efficience.

2.2.2. Les formes de l'efficience :

Dans son article fondamental « *Efficient capital markets : A review of theory and empirical work* », Fama (1970) propose trois formes d'efficience, faible, semi-forte et forte (DePenya et al, 2007 ; Kulish, 2008). Celles-ci se distinguent par la nature de l'information disponible : présente, publique ou privilégiée.

La forme faible (weak form) :

Un marché est efficient au sens faible, si le prix d'un actif reflète non seulement les informations présentes mais aussi toutes les informations passées, c'est-à-dire que le prix d'un actif prend en compte toutes les informations contenues dans les prix passés. Il est donc impossible à l'aide de ces dernières de pouvoir prévoir l'évolution du prix de cet actif.

Pour tester la forme faible de l'efficience des marchés financiers, il suffit de démontrer qu'un investisseur ne peut anticiper avec profits les cours boursiers futurs en utilisant la séquence des prix passés. Cette situation existe si le niveau d'autocorrélation dans ladite séquence est négligeable.

Plusieurs modélisations et techniques ont été adoptées pour évaluer cette forme d'efficience, dont les plus compatibles sont le modèle de marche aléatoire, les tests d'autocorrélation, les tests de runs et les tests de rapport de variance (Sangare, 2006). Ce dernier sera utilisé pour tester l'efficience au sens faible du marché algérien.

La forme semi-forte (semi-strong form) :

Un marché est dit efficient au sens semi fort si le prix d'un actif intègre toute l'information publique : Les analyses publiées dans les journaux, la communication financière des entreprises, les données macroéconomiques, etc. Les informations relatives aux cours passés font bien entendu, partie des informations publiques.

Pour évaluer cette forme d'efficience, un travail pionnier et classique utilisant les études événementielles fut proposé par Fama, Fisher, Jensen et Roll (1969) qui a porté sur 940 distributions d'actions

gratuites relatifs à 622 actions cotées au NYSE (*New York Stock Exchange*) entre 1927 et 1959, et dont l'objectif a été d'analyser la façon dont réagissait le cours d'une action à la suite d'une annonce de distribution d'actions gratuites.

La forme forte (strong form) :

Il est dit efficient au sens fort, un marché qui incorpore dans les prix d'actifs cotés non seulement les informations publiques mais aussi toutes informations privées. Il est donc impossible grâce à cette dernière de pouvoir prédire l'évolution future des prix de ces actifs.

Cette dernière forme d'efficience est réputée par sa difficulté à être évaluée et prouvée statistiquement et ce, à cause du problème de l'information privée et de la possibilité de réaliser des profits anormaux grâce à elle. Plusieurs chercheurs ont essayé d'analyser l'effet de la détention d'informations privées sur la réalisation de profits anormaux, (Neiderhoffer et Osborne, 1966 ; Scholes, 1972), mais l'étude majeure dans ce domaine est celle de Jensen (1968, 1969). Celle-ci porte sur les investisseurs institutionnels et sur les gestionnaires de fonds communs qui ont accès à une information spécifique qui leur permet de réaliser des excès de rentabilité (Mignon, 1998).

2.2.3. Rationalité et anticipations rationnelles des investisseurs :

Selon la théorie de l'efficience, les agents doivent adopter des comportements et des anticipations rationnelles. Ses tenants définissent la rationalité comme le fait de poursuivre des fins cohérentes entre elles et d'employer tous les moyens appropriés aux fins poursuivies (M. Allais, 1953 ; Tomer, 2008). De tels agents, aussi appelés *Homo-oeconomicus*, sont supposés avoir des anticipations rationnelles. Muth (1961) définit celles-ci de la sorte : « *Les anticipations, puisqu'elles sont des prévisions bien informées des événements futurs, sont essentiellement les mêmes que les prévisions de la théorie économique pertinente (...)* De telles anticipations sont appelées anticipations rationnelles », Muth (1961, p.316).

Ces deux définitions conjuguées forment une condition nécessaire mais insuffisante de l'efficience des marchés. Son degré d'importance peut être appréhendé de deux manières :

- D'une part, la rationalité se traduit par la capacité des opérateurs à déduire toutes les informations nécessaires à partir de la seule observation des cours.
- D'autre part, la détermination de la valeur fondamentale de l'actif suppose au préalable que les agents font des anticipations rationnelles des flux de revenus futurs générés par cet actif.

3. Test d'efficience informationnelle sur le marché des actions algérien

3.1. Données :

L'échantillon utilisé dans le cadre de notre étude est composé des cours de clôture journaliers de l'indice DZAIRINDEX, pour une période comprise entre le 03 janvier 2008 et le 31 décembre 2016 (inclus).

Il y a lieu d'indiquer que dans la collecte des données utilisées pour cette partie empirique, nous n'avons pas été confrontés aux problèmes des données manquantes, fréquemment observées dans ce type de procédés économétriques.

3.2. Méthodologie :

A l'instar de Moubarek et Fiorante (2014) et Chiny et Mir (2015), nous avons choisi d'appliquer le test de ratio de variance afin d'examiner empiriquement l'efficience informationnelle du marché des actions algérien (le marché principal).

Introduit par Lo et McKinley (1988), le test de ratio de variance est largement repris dans les travaux empiriques visant à tester l'efficience faible des marchés financiers, à travers la validation du modèle de marche aléatoire. Cet intérêt s'explique par la double propriété qu'il offre, d'être à la fois sensible aux fluctuations des prix corrélés et robuste à plusieurs formes d'hétéroscédasticité. C'est dans ce sens qu'il est considéré par Lo et McKinley (1988) comme plus significatif que le test de corrélation sérielle de Box et Pierce (1970) ou celui de racine unitaire de Dickey-Fuller (1981).

L'idée sous-jacente au test de ratio de variance est que la variance d'une variable, qui suit un processus de marche aléatoire, augmente linéairement avec l'intervalle d'échantillonnage. Cela sous-entend que si les cours des titres suivent une marche aléatoire et donc ne sont pas

corrélés, alors la variance du prix est proportionnelle au prix de l'horizon. Ainsi, à titre d'exemple, la variance de la série des variations hebdomadaires des cours, doit être Cinq (5) fois supérieure à la variance de la série des variations journalières (Ghazani et Araghi, 2014).

L'exploitation de cette propriété, nous permet de considérer, en s'appuyant sur l'hypothèse de stationnarité de la série temporelle des cours, le rapport entre la variance de la somme des prix de 2 périodes¹, notée $V[p_t(2)] = p_t + p_{t-1}$, comme deux (2) fois la variance du prix d'une seule période $V(p_t)$.

Formellement, le rapport de ratio de variance se présente comme suit :

$$VR(2) = \frac{V[p_t(2)]}{2V(p_t)} = \frac{V(p_t + p_{t-1})}{2V(p_t)} = \frac{2V(p_t) + 2COV(p_t, p_{t-1})}{2V(p_t)} \quad (1)$$

En faisant valoir l'hypothèse de stationnarité, la variance de la somme de deux (02) variables, appartenant à une même série et décalée d'une période, est égale à 1 plus le coefficient d'autocorrélation d'ordre 1 [$\rho(1)$]. Ainsi :

$$VR(2) = 1 + \rho(1)(2)$$

Sous l'hypothèse de marche aléatoire, où les autocorrélations sont nulles, le ratio de variance $VR(2) = 1$. Il en découle de ce résultat, qu'en présence d'autocorrélation positive, la variance de la somme des cours de deux (02) périodes serait plus élevée que la somme de deux (02) variances du prix d'une seule période. Inversement, si les cours de l'indice sont négativement corrélés, alors la variance de la somme des cours de deux (02) périodes serait plus faible que la somme de deux (02) variances du prix d'une seule période (Fifield et Jetty, 2008).

Considérons maintenant le cas général (q périodes), en partant du processus de marche aléatoire avec dérive, tel que supposé par Lo et McKinlay (1988) et repris par Moubarek et Fiorante (2014), à savoir :

¹ Afin de simplifier l'explication du test de ratio de variance, nous commencerons par considérer deux périodes avant d'exposer le cas général de (q) périodes.

$$p_t = \mu + p_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \rightarrow iid(0, \sigma^2) \quad (3)$$

Avec ;

P_t , le cours de l'action à l'instant t.

Dans la même logique de l'équation (1) nous pouvons écrire l'égalité suivante :

$$V(p_t - p_{t-q}) = q * V(p_t - p_{t-1}) \quad (4)$$

Où q, représente un nombre entier positif, définissant l'intervalle de différence.

De cette égalité, nous pouvons déduire l'expression du ratio de variance (VR) qui se présente sous cette formulation :

$$VR(q) = \frac{\frac{1}{q} V(p_t - p_{t-q})}{V(p_t - p_{t-1})} = \frac{\sigma^2(q)}{\sigma^2(1)} \quad (5)$$

Pour un échantillon de nq observations maximales $(p_0, p_1, \dots, p_{nq})$, $\sigma^2(q)$ est la variance de la $q^{ième}$ différence, définie par :

$$\sigma^2(q) = \frac{1}{m} \sum_{t=q}^{nq} (p_t - p_{t-q} - q\hat{\mu})^2 \quad (6)$$

Où ;

$$m = q(nq - q + 1) \left(1 - \frac{q}{nq} \right) \quad (7)$$

Et ;

$$\hat{\mu} = \frac{1}{nq} \sum_{t=1}^{nq} (p_t - p_{t-1}) = \frac{1}{nq} (p_{nq} - p_0) \quad (8)$$

Quant à la variance de la première différence, elle se présente formellement, comme suit :

$$\sigma^2(1) = \frac{1}{nq-1} \sum_{t=1}^{nq} (p_t - p_{t-1} - \hat{\mu})^2 \quad (9)$$

De même que pour notre exemple simplifié où $q(2)$ et $VR(2) = 1$, le $VR(q)$ tendra vers l'unité puisque les prix (rendements) ne sont pas corrélés et ce, pour tout (q) , ce qui impliquera que la série suit une marche aléatoire. Par contre si ce ratio est supérieur à une unité, la corrélation est positive. Il y a corrélation négative lorsque le ratio est inférieur à 1.

Le test statistique a effectué consistera donc à vérifier si $VR(q)$ est significativement différent d'une unité au seuil de 5%. En d'autres termes, il s'agira de tester les hypothèses nulle et alternative suivantes :

$$\left[\begin{array}{l} : (q)=1, \text{ le marché est efficient au sens faible - suit une marche} \\ \text{aléatoire} \\ H1: (q) \neq 1, \text{ le marché n'est pas efficient} \end{array} \right.$$

Afin de compléter le test de ratio de variance, Lo et MacKinlay (1988) ont, également, développé deux statistiques d'homoscédasticité et d'hétéroscédasticité, en tenant compte des priorités des résidus. Ainsi, sous l'assomption d'homoscédasticité la statistique $Z(q)$ s'écrit :

$$Z(q) = \frac{VR(q) - 1}{\sqrt{\varphi(q)}} \longrightarrow N(0,1) \quad (10)$$

Avec ;

$$\varphi(q) = \frac{2(2q - 1)(q - 1)}{3q(nq)} \quad (11)$$

Par contre, si les résidus sont hétéroscédastiques, la statistique du test est calculée comme suit :

$$Z^*(q) = \frac{VR(q) - 1}{\sqrt{\varphi^*(q)}} \longrightarrow N(0,1) \quad (12)$$

Avec ;

$$\varphi^*(q) = \sum_{j=1}^{q-1} \left[\frac{2(q-j)}{q} \right]^2 \delta(j) \quad (13)$$

Où,

$$\delta(j) = \frac{\sum_{t=j+1}^{nq} (p_t - p_{t-1} - \hat{\mu})^2 (p_{t-j} - p_{t-j-1} - \hat{\mu})^2}{\left(\sum_{t=1}^{nq} (p_t - p_{t-1} - \hat{\mu})^2 \right)^2} \quad (14)$$

Avec :

$\varphi(q)$: Variance asymptotique au ratio de la variance sous l'hypothèse d'homoscédasticité ;

$\varphi^*(q)$: Variance asymptotique au ratio de la variance sous l'hypothèse d'hétéroscédasticité ;

$\delta(j)$: L'estimateur de la consistance de l'hétéroscédasticité.

L'hypothèse de marche aléatoire est rejetée si $Z(q)$ et $Z^*(q)$ sont significatifs, la série serait considérée comme auto-corrélée.

A noter, que de nouvelles extensions du test de ratio de variance ont été développées par des auteurs comme Whang et kim (2003) et Kim (2006). Mais c'est le test de Wright (2000), basé sur le rang et le signe des séries temporelles, qui est le plus connu des tests de nouvelle génération de VR. L'auteur substitue aux différences du test de rapport de variance, des rangs de différence. L'objectif étant d'éviter les tests paramétriques tout en ayant de meilleures propriétés que le test traditionnel.

Enfin, le test de ratio de variance constitue, dans ses deux versions, l'un des tests phares, permettant de statuer sur l'efficience des marchés financiers. Son application par Omran et Farrar (2006) sur les marchés financiers de la région du Moyen Orient, leur a permis de conclure en faveur de l'inefficience de ces derniers, synonyme de réelles opportunités d'investissement. Chiny et Mir (2015) arrivent aux mêmes conclusions en appliquant le test de ratio de variance sur le marché financier marocain.

3.3. Résultat et interprétations :

L'application du test de ratio de variance impose à la série étudiée d'être stationnaire. Pour cela, nous avons procédé à l'application du test de Dickey et Fuller (1976), qui a révélé la non stationnarité de la série

des cours de l'indice DZAIRINDEX (notée, INDICE). Afin de la rendre stationnaire, nous avons refait le même test avec la différence première des cours de l'indice (DINDICE).

La série en données journalières étant, désormais, stationnaire, il devient possible d'appliquer le test de ratio de variance sous l'hypothèse jointe d'homoscédasticité et d'hétéroscédasticité avec des intervalles (q) de 2, 4, 8, 16 et 32 observations. Les résultats obtenus sont présentés dans le tableau ci-après :

Tableau 1. Test de ratio de variance

Null Hypothesis : **DINDICE is a random walk**

Date: 20/05/2017 Time: 01:45

Sample : 03/01/2008 31/12/2016

Included observations : 926 (after adjustments)

Joint tests	Value	df	Probability
Max	z	(at	period
32)	3.137016	926	
	0.0070*		
Wald (Chi-Square)			20.57609
5	0.0010*		
Individual Tests			
Period (q)	Var. Ratio	Std. Error	z-Stat
2	0.941207	0.032862	-1.789097
4	0.921180	0.061479	-1.282057
8	1.027833	0.097207	0.286331
16	1.309802	0.144649	2.141752
32	1.657570	0.209616	3.137016
			0.0010*

Légende :

* : significativité au seuil de 1%

** : significativité au seuil de 5%

*** : significativité au seuil de 10%

Au regard du tableau 1, on constate que l'hypothèse nulle de marche aléatoire est rejetée sous les deux hypothèses (homoscédasticité et hétéroscédasticité), au seuil de 1% (Prob Stat $X^2 = 0.0010 < 1\%$). De plus, l'examen des valeurs du ratio de variance indique que pour toutes les valeurs de q, $VR \neq 1$, avec un seuil de significativité acceptable allant de 1% à 10%. Toutefois, les probabilités associées à la statistique Z, ne sont pas significatives pour les retards q=4 et 8 (Prob q(4)= 0.2130

et $\text{Prob } q(8) = 0.8010 > 10\%$), ce qui affaiblit quelque peu la significativité des valeurs du ratio de variance, à ces seuls niveaux de retards.

En conclusion, l'examen des résultats du test de ratio de variance sous l'hypothèse jointe d'homoscédasticité et d'hétéroscédasticité de la série, révèle une significativité globale au seuil de 1%, impliquant que les cours de l'indice DZAIRINDEX ne suivent pas une marche aléatoire et par conséquent, l'efficacité informationnelle du marché des actions algérien est rejetée. La Bourse d'Alger (marché principal) est donc inefficace au sens faible.

Notre résultat corrobore ceux obtenus par Chiny et Mir (2015) pour ce qui est du marché financier marocain et Omran et Farrar (2006) pour les marchés de la région du Moyen Orient. Il implique que les cours présenteraient des corrélations sérielles à travers le temps, permettant la prévisibilité des tendances futures sur la base des données passées. Ce dernier point rejette les hypothèses de la théorie de l'efficacité et met en exergue la présence d'une possible anomalie à l'efficacité du marché algérien.

4. Conclusion :

Ce papier a pour objectifs de présenter, d'une part, un état de l'art sur les principaux fondements de la théorie de l'efficacité des marchés financiers, socle de l'ensemble des développements théoriques et applications empiriques en finance de marché, et d'autre part, d'examiner l'efficacité du marché des actions algérien, représenté par son indice boursier DZAIRINDEX.

Nous avons, à cet effet, structuré notre travail autour des aspects conceptuels de la théorie de l'efficacité des marchés (*Efficient market hypothesis, EMH*), définie par son père fondateur Eugène Fama (1971) comme suit : « *un marché est dit efficace si et seulement si l'ensemble des informations disponibles concernant chaque actif coté sur ce marché est immédiatement intégré dans le prix de cet actif* ». Cette définition ne prend de sens, que si elle vérifie un certain nombre de conditions, appelées « hypothèses des marchés efficaces ».

Afin d'apporter une visibilité d'ordre empirique à notre travail, nous avons choisi d'examiner l'efficacité informationnelle au sens faible de la Bourse d'Alger, en appliquant le test de ratio de variance tel

que développé par Lo et MacKinlay (1988), sur un échantillon composé des cours journaliers de l'indice DZAIRINDEX, pour une période allant du 03 janvier 2008 au 31 décembre 2016. Les résultats auxquels nous sommes parvenus indiquent que le marché des actions algérien est inefficent au sens faible et ce, en rejettent la présence d'un processus de marche aléatoire dans la série des cours.

Un tel constat d'inefficience ouvre différents questionnements s'agissant de son origine. Selon l'approche rationnelle, nous pouvons assigner la non efficience de la bourse d'Alger à sa structure, dans le sens où elle représente la plus petite bourse d'Afrique, comptant uniquement cinq (05) sociétés cotées. Son manque de dynamisme et la faible liquidité de ses titres constituent un sérieux frein à son développement et donc à une amélioration de son efficience. Pour une autre catégorie de chercheurs, l'inefficience des marchés financiers, serait le fruit d'un comportement irrationnel des investisseurs y opérants. Dès lors, il serait intéressant, dans de prochaines études, d'exploiter les raisons d'une telle inefficience et ses enjeux sur l'équilibre du marché.

Enfin, eu égard aux spécificités des systèmes économiques mondiaux actuels et compte tenu de la nécessité de composer avec les marchés financiers, comme moyen de financement indéniable pour les entreprises, l'Algérie sera à son tour amenée à développer sa bourse des valeurs mobilières. Dès lors, elle sera, au même titre que les pays possédant des bourses développées, sujet aux risques de crises financières. Ainsi, développer un socle de recherche en Algérie orienté vers cette discipline, permettra de mieux appréhender notre système boursier actuel, mais surtout futur, et les risques qui lui incombent.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

Aktas, N., (2004) : « La Finance comportementale, un état des lieux », Reflets et Perspectives, pp. 19-33.

Allais, M., (1953) : « le comportement de l'homme rationnel devant le risque critique des postulats et axiomes de l'école américaine », *Econometrica*, pp. 503-546.

Chiny, F. et Mir, M., (2015): « Test de l'efficience du marché financier marocain », *Global Journal of Management & Business Research – C Finance*, pp. 1-17.

DePenya, F. et Alana, F. J., (2007) : « Serial correlation in the Spanish Stock Market », *Global Finance Journal*, pp. 84-103.

- Fama, E. F.**, (1965) : « The behavior of stock market prices », *Journal of Business*, pp. 34-105.
- Fama, E. F.**, (1970) : « Efficient capital markets : A review of theory and empirical work », *Journal of Finance*, pp. 383-417.
- Fifield, S. G. M et Jetty, J.**, (2008): « Further evidence on the efficiency of the Chinese stock markets: A note », *Research in International Business and Finance*, pp. 351-361.
- Jensen, M. C.**, (1968) : « The performance of mutual funds in the period 1945-1964 », *Journal of Finance*, pp. 389-416.
- Jensen, M. C.**, (1969) : « Risk, the pricing of capital assets, and the evaluation of investment portfolios », *Journal of Business*, pp. 167-247.
- Jensen, M. C.**, (1978) : « Some anomalous evidence regarding market efficiency », *Journal of Financial Economics*, pp. 95-101.
- Kim, W. et Wei, S. J.**, (2002) : « Foreign portfolio investors before and during a crisis », *Journal of International Economics*, pp. 77-96.
- Kulish, V.**, (2008): « Market efficiency and the phase-lagging model of the price evolution », *Physica A*, pp. 861-875.
- Lo, A. W et Mackinlay, A. C.**, (1988) : « Stock market price do not follow random walks : Evidence from a simple specification test », *Financial Studies*, pp. 41-66.
- Mignon, V.**, (1998) : « Marchés financiers et modélisation des rentabilités boursières », *Economica*, pp. 1-292.
- Muth, J. F.**, (1961) : « Rational expectations and the theory of price movements », *Econometrica*, pp. 315-335.
- Neiderhoffer, V. et Osborne, M. F. M.**, (1966) : « Market making and reversal on the stock exchange », *Journal of the American Statistical Association*, pp. 897-916.
- Orléan, A.**, (2000) : « L'individu, le marché et l'opinion : réflexions sur le capitalisme patrimonial », *Revue Esprit*, pp. 51-75.
- Sangare, A. S.**, (2006) « Efficience des marchés : un siècle après Bachelier », *Revue d'Economie Financière*, pp. 107-132.
- Scholes, M.**, (1972) : « The market for securities : Substitution versus price pressure and the effects of information on share prices », *Journal of Business*, pp. 179-211.
- Wright, J. H.**, (2000) : « Alternative variance ratio tests using ranks », *Journal of Business and Economic statistics*, pp. 1-9.