

Efficiences faible du marché boursier marocain à travers l'indice MASI : Modélisation GARCH et Tests de ratio de variance

Weak form efficiency of the Moroccan stock market through the MASI index: GARCH modeling and variance ratio tests

OULDKHAL Asma
Enseignant chercheur
Faculté d'Economie et de Gestion
Université Hassan 1er - MAROC
Laboratoire de Modélisation Mathématique et de Calcul Economique

Date de soumission : 11/06/2026

Date d'acceptation : 13/07/2026

Pour citer cet article :

OULDKHAL. A. (2026) « Efficiences faible du marché boursier marocain à travers l'indice MASI : Modélisation GARCH et Tests de ratio de variance », Revue Française d'Economie et de Gestion « Volume 7 : Numéro 7 » pp: 747- 764.

Author(s) agree that this article remain permanently open access under the terms of the Creative Commons Attribution License 4.0 International License



Résumé

Cette étude examine l'hypothèse de marche aléatoire appliquée à l'indice MASI (Moroccan All Shares Index), principal indice de la bourse de Casablanca, en utilisant des tests de ratio de variance. Au préalable, une modélisation ARMA-GARCH est effectuée sur des données de rendements quotidiens de l'indice sur une période récente (2021-2026). Trois étapes sont nécessaires : (i) tests de stationnarité des rendements, (ii) détection de l'effet ARCH, (iii) modélisation ARMA-GARCH simultanée. Chaque étape est illustrée par un tableau de résultats.

Les tests de ratio de variance, dans une version robuste à l'hétéroscédasticité ont été appliqués à la série des rendements MASI et 4 tests sur 5 rejettent l'hypothèse de marche aléatoire confirmant l'inefficience faible du marché boursier marocain.

Mots-clés : Efficience faible; marche aléatoire; indice MASI; modélisation ARMA-GARCH; tests de ratio de variance.

Abstract

This study examines the random walk hypothesis applied to the MASI (Moroccan All Shares Index) the main index of the Casablanca Stock Exchange, using variance ratio tests. First, ARMA-GARCH modeling is performed on daily return data of the index over a recent period (2021-2026). Three steps are necessary: (i) stationarity tests of returns, (ii) detection of ARCH effects, (iii) simultaneous ARMA-GARCH modeling. Each step is illustrated by a table of results. Four out of the five variance ratio tests applied to the MASI series, in their heteroscedasticity-robust form, reject the random walk hypothesis, confirming the weak-form market inefficiency of the Moroccan stock market.

Keywords: Weak efficiency; Random Walk; MASI index; ARMA-GARCH modeling; variance ratio tests.

Introduction

L'hypothèse d'efficience des marchés financiers (Fama, 1970) ([11]) constitue un pilier de la finance moderne. Dans sa forme faible, elle postule que les prix des actifs financiers reflètent toute l'information contenue dans leur propre historique, rendant impossible la réalisation de profits systématiques à partir de règles de trading basées sur le seul historique des prix. D'un point de vue conceptuel, c'est la compétition sur le marché qui tend à assurer la forme d'efficience faible. En effet, les investisseurs observent l'évolution des cours du marché et essaient d'en tirer profit à chaque instant, ce qui conduit à une situation où le cours de l'actif financier, à chaque instant, reflète les informations passées.

La question de l'inefficience informationnelle concerne en premier lieu les marchés émergents (africains et sud-américains) ([7], [18]) où les conditions de fonctionnement (liquidité limitée, faible concurrence, asymétrie de l'information) ne contribuent pas à l'ajustement des prix. Le marché boursier marocain, classé parmi les places financières émergentes, n'échappe pas à ce débat. Plusieurs travaux antérieurs se sont intéressés à cette question et la quasi-totalité des études empiriques effectuées concluent à l'inefficience du marché financier marocain ([1], [4]).

L'indice MASI, véritable baromètre de la bourse de Casablanca est l'indice le plus représentatif de la bourse de Casablanca. Sa composition diversifiée et sa continuité historique en font le support privilégié pour tester l'hypothèse d'efficience faible du marché boursier marocain.

La période retenue dans cette étude couvre les années 2021 à 2026, ce qui répond à une logique d'actualisation et d'interrogation de l'incidence de la digitalisation, de plus en plus ancrée dans l'environnement financier marocain, sur le degré d'efficience du marché boursier. La question que l'on se pose dans cette étude est: dans quelle mesure l'indice MASI, présente-t-il ou non une efficience faible sur la période 2021-2026 ? Pour répondre à cette question, une stratégie économétrique séquentielle est mobilisée. Elle s'articule autour de deux axes : une modélisation ARMA–GARCH des rendements de l'indice MASI et une batterie de tests de ratio de variance robustes à l'hétéroscédasticité, pour tester l'hypothèse de marche aléatoire. Les étapes suivies sont :

1. Vérification de la stationnarité des rendements de l'indice MASI (tests ADF)
2. Détection de l'effet ARCH (hétéroscédasticité conditionnelle)
3. Modélisation simultanée de la moyenne (ARMA) et de la variance (GARCH)
4. Tests de Ratio de Variance robustes à l'hétéroscédasticité.

A l'issue de cette étude, notre série est stationnaire, hétéroscédastique et l'hypothèse de faible efficacité est rejetée par quatre tests de ratio de variance sur les cinq tests utilisés sur des périodes allant de 5 à 20 jours. Le rejet le plus marqué est à l'horizon de 5 jours et à l'inverse, le moins marqué est à l'horizon de 20 jours. Les calculs sont effectués sur le logiciel R.

1. Méthodologie

D'un point de vue empirique, l'efficacité faible des marchés implique que les variations des prix ne doivent présenter aucune corrélation sérielle. Ils doivent suivre une marche aléatoire. la marche aléatoire pure est définie par la présence d'une racine unitaire combinée avec l'absence de corrélations temporelles dans les rendements.

Certains auteurs marocains concluent trop vite au rejet ou non de l'hypothèse de marche aléatoire sur la base de tests standards : ADF, Ljung-Box ou de modèles de régression linéaire ARIMA.

Le test ADF (Augmented Dickey-Fuller), bien qu'utile pour détecter la racine unitaire est trop restrictif car il repose sur l'homoscédasticité des résidus (variance constante), ce qui est rarement vérifié par les séries financières. Le modèle ARIMA, lui-même, peut être mal spécifié quand le processus sous-jacent est non linéaire et le test de Ljung-Box ne mesure que des corrélations linéaires.

D'autres auteurs marocains ([10]) conscients de la complexité de cette question ont étudié l'hypothèse de faible efficacité en présence de dépendances non linéaires. Ils affirment que les tests traditionnels d'efficacité faible (autocorrélations, Dickey-Fuller) reposent sur une hypothèse forte qui est celle de la linéarité. Or, les séries financières présentent des structures de dépendance non linéaires (asymétrie, queues épaisses, volatilité persistante). Pour pallier à cette limite, les auteurs utilisent le test de BDS (Brock-Dechert-Scheinkman) qui détecte tout écart à l'hypothèse i.i.d. (indépendants et identiquement distribués). Ils appliquent ce test à l'indice MADEX et montre un rejet net de l'i.i.d.. Suivant cette même rigueur méthodologique, notre étude réalise une analyse complète de l'indice MASI de la bourse de Casablanca, qui consiste à tester la stationnarité et l'homoscédasticité de la série, en mobilisant un ensemble de tests (ADF, Ljung-Box, ARCH-LM) et en accordant une attention particulière à la dépendance linéaire et non linéaire, à travers une modélisation ARMA-GARCH ([8], [9]), nécessaire en présence de l'hétéroscédasticité conditionnelle des résidus.

Enfin, pour tester l'hypothèse de marche aléatoire, l'étude fait appel à 5 tests de ratio de variance dans leur version robuste à l'hétéroscédasticité:

- Le test bootstrap de Kim (2006) ([14])
- Le test de Chow-Denning (1993) ([6])
- Le test automatique de Choi (1999) ([5])
- Le test de Wright des rangs et des signes (2000) ([20])
- Le test de Whang et Kim (2003) ([21])

Les données quotidiennes de la série des rendements MASI couvrent la période entre Octobre 2021 et Avril 2026 et sont recueillis sur le site IlBoursa.com. Le plan de l'étude est :

1. Rappels théoriques sur la marche aléatoire et la notion de ratio de variance
2. Statistiques descriptives
3. Tests de stationnarité
4. Test d'effet ARCH -LM
5. Modélisation ARMA-GARCH
6. Tests de Ratio de Variance

2. Rappels théoriques

Cette section présente les fondements théoriques de l'efficience faible et de la marche aléatoire, puis la stratégie économétrique mobilisée afin de tester cette hypothèse.

2.1. Martingale et marche aléatoire

Un processus stochastique $\{P_t\}$ est une martingale s'il satisfait :

$$\mathbb{E}[P_t | P_{t-1}, P_{t-2}, \dots] = P_{t-1},$$

ce qui signifie que le meilleur prédicteur du prix futur est le prix courant. Une conséquence importante est que les variations de prix non chevauchantes sont non corrélées à tous les décalages, ce qui signifie qu'il n'y pas de mouvement systématique dans les variations des prix qui permette leur prévision par une quelconque analyse.

L'hypothèse de marche aléatoire se décline en trois versions :

- RW1 : résidus indépendants et identiquement distribués (i.i.d.)
- RW2 : résidus indépendants mais non identiquement distribués
- RW3 : résidus non corrélés mais pouvant être dépendants. Un exemple intéressant de processus RW3 est un processus pour lequel :

$$\text{Cov}[\epsilon_t, \epsilon_{t-k}] = 0 \quad \text{pour tout } k \neq 0,$$

mais

$$\text{Cov}[\epsilon_t^2, \epsilon_{t-k}^2] \neq 0.$$

Cette forme de processus autorise l'hétéroscédasticité conditionnelle. Ainsi, contrairement aux hypothèses RW1 et RW2, RW3 permet une dépendance dans les moments d'ordre supérieur tout en maintenant l'absence de corrélation linéaire. Cette propriété est particulièrement importante pour les séries financières qui présentent souvent des phénomènes de volatilité variable (hétéroscédasticité conditionnelle).

2.2. Ratio de variance

Soit r_t le rendement continu d'un indice de prix P_t : $r_t = \ln(P_t/P_{t-1}) \sim (P_t - P_{t-1})/P_{t-1}$. Le ratio de variance sur q périodes est : $VR(q) = \frac{\text{Var}[r_t(q)]}{q \cdot \text{Var}[r_t]}$, où $r_t(q) = r_t + r_{t-1} + \dots + r_{t-q+1}$.

Sous l'hypothèse de marche aléatoire (RW1, RW2 ou RW3), $VR(q) = 1$ pour tout q car les coefficients d'autocorrélation des résidus sont nuls. $VR(q) > 1$ indique une autocorrélation positive (momentum), $VR(q) < 1$ une autocorrélation négative (mean-reversion).

2.3. Tests individuels

Pour un horizon q fixé, le test individuel du ratio de variance teste l'hypothèse nulle suivante :

$$H_0: VR(q) = 1$$

où $VR(q)$ est le ratio de variance défini par :

$$VR(q) = \frac{\text{Var}(r_t + r_{t-1} + \dots + r_{t-q+1})}{q \cdot \text{Var}(r_t)}$$

En utilisant les autocorrélations $\rho_i = \text{Corr}(r_t, r_{t-i})$, $i = 1, \dots, q-1$

Le ratio de variance s'écrit :

$$VR(q) = 1 + 2 \left(\left(1 - \frac{1}{q}\right) \rho_1 + \left(1 - \frac{2}{q}\right) \rho_2 + \dots + \left(1 - \frac{q-1}{q}\right) \rho_{q-1} \right)$$

Ainsi, pour un q donné, l'hypothèse $H_0: VR(q) = 1$ est équivalente à une combinaison linéaire des $(q-1)$ premières autocorrélations, égale à zéro et non à l'annulation individuelle de chaque autocorrélation.

L'hypothèse alternative est :

$$H_1: VR(q) \neq 1$$

Le test individuel de Lo-MacKinlay ([16]) propose deux statistiques : la première $M_1(q)$ et la deuxième $M_2(q)$ robuste à l'hétéroscédasticité. Ces statistiques standardisées suivent asymptotiquement une loi normale $\mathcal{N}(0,1)$. Au seuil $\alpha = 5\%$:

- Si $|M_{1,2}(q)| < 1,96$: on ne rejette pas H_0 ($VR(q) = 1$)

- Si $|M_{1,2}(q)| \geq 1,96$: on rejette H_0 ($VR(q) \neq 1$)

2.4. Tests multiples (hypothèse jointe)

La réalisation de tests individuels séparés pour plusieurs valeurs de q conduit à un problème de multiplicité : le risque de rejeter à tort l'hypothèse nulle devient supérieur au seuil nominal. Le test multiple permet de contrôler le risque global d'erreur. L'ensemble des tests multiples de ratio de variance considère la même hypothèse nulle jointe : $V(q_i) = 1$ pour tout i , qui est rejetée dès lors qu'au moins un des horizons testés présente un ratio de variance significativement différent de 1. C'est à dire :

$$H_0: V(q_i) = 1 \quad \text{pour tout } i = 1, \dots, m,$$

contre l'alternative :

$$H_1: V(q_i) \neq 1 \quad \text{pour au moins un } q_i,$$

où $V(q_i)$ est le ratio de variance à l'horizon q_i et m est le nombre d'horizons testés.

Le test calcule une statistique individuelle : $|M(q_i)|$ pour chaque horizon q_i . Elles sont combinées en une statistique unique, et l'hypothèse H_0 est rejetée si cette statistique dépasse une valeur critique.

Pour tester conjointement plusieurs horizons $(q_1, \dots, q_m)$, la statistique du test multiple, proposée par Chow- Denning ([6]) est :

$$MV_{1,2} = \sqrt{T} \max_{1 \leq i \leq m} |M_{1,2}(q_i)|$$

où $M_{1,2}(q_i)$ sont les deux statistiques de Lo-MacKinlay. T est le nombre total d'observations.

Cette statistique $MV_{1,2}$ suit une distribution SMM (Studentized Maximum Modulus).

2.5. Tests de ratio de variance utilisés dans l'étude

Les tests utilisés dans cette étude sont :

1. Le test de bootstrap de Kim (2006) ([14]) : Ce test utilise la méthode du bootstrap sauvage (wild bootstrap) qui est une méthode de rééchantillonnage qui s'appuie sur des simulations de monte Carlo. Elle est robuste à toutes les formes d'hétéroscédasticité car elle préserve la structure hétéroscédastique des résidus et valide sous l'hypothèse de martingale qui est beaucoup plus souple que la marche aléatoire pure. L'hypothèse d'indépendance identiquement distribuée (i.i.d.). n'est pas exigée.
2. Le test de Chow-Denning (1993) ([6]) : Ce test utilise les statistiques individuelles de Lo-MacKinlay, sa distribution de référence est Studentized Maximum Modulus (SMM) et l'approche du test est asymptotique. Ce test est sensible à la taille de l'échantillon et au nombre d'horizons q .

3. Le test automatique de Choi ([5]) : Ce test permet de sélectionner l'horizon q de manière optimale en utilisant un noyau spectral quadratique (QS) et permet de s'affranchir du choix de q qui peut être arbitraire. Mais la robustesse du test en hétéroscédasticité et pour les petits échantillons n'est pas assez étudiée.
4. Le test joint de Wright (2000) ([21]) : Le test remplace la valeur numérique des rendements par leur rang (du plus petit au plus grand) ou par leur signe. Il recrée artificiellement une série de variable indépendante et identiquement distribuées (i.i.d.) selon une loi normale. Ce test, très robuste à l'hétéroscédasticité, utilise deux statistiques pour les rangs (R_1, R_2) et une pour le signe (S_1). La statistique R_1 utilise la fonction de répartition inverse de la loi normale et R_2 utilise une transformation linéaire directe pour centrer le rang à 0 et imposer une variance unitaire. Le test sur les signes est mathématiquement exact sous hétéroscédasticité conditionnelle.
5. Le test de Whang and Kim (2003) ([20]) : Les données financières peuvent subir des ruptures. Effectuer un test de ratio de variance sur l'échantillon complet (sample size) peut biaiser les résultats en présence de ruptures. L'idée du test de Whang-Kim est de tester l'hypothèse de martingale sur plusieurs échantillons extraits de l'échantillon complet (sub-sample), appelés blocs. La taille de ces blocs dépend essentiellement de la taille de l'échantillon d'origine. Le résultat du test est donné pour chaque bloc sous forme de p-value.

3. Statistiques descriptives et stationnarité de la série des rendements

Rappelons que nous utilisons l'indice MASI (Moroccan All Shares Index) sur la période [Octobre 2021 — Avril 2026] pour tester l'hypothèse de faible efficience du marché financier marocain. Les rendements journaliers sont :

$$r_t = \left(\frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \right)$$

Tableau N° 1 : Statistiques descriptives et test de normalité des rendements

Statistique	Valeur	Remarques
Nombre d'observations	1114	—
Moyenne (μ)	0.0005339073	—
Maximum	0.050779	—
Minimum	-0.056416	—
Écart-type (σ)	0.008432606	—
Skewness (S)	-0.06543617	Légère asymétrie par rapport à la distribution normale
Kurtosis (K)	10.65949	Queue de distribution très épaisse

Statistique	Valeur	Remarques
Jarque -Bera (<i>JB</i>)	2724	—
P-value	0,0000..	Normalité si p-value > 0.05)

Conclusion : Rejet de l'hypothèse de normalité à 1%

Note : Ces données montrent une légère asymétrie par rapport à la loi normale et une queue très épaisse, indiquant une probabilité non négligeable de variations extrêmes.

Source : Auteurs. Calcul sur logiciel R

4. Tests de stationnarité sur la série des rendements

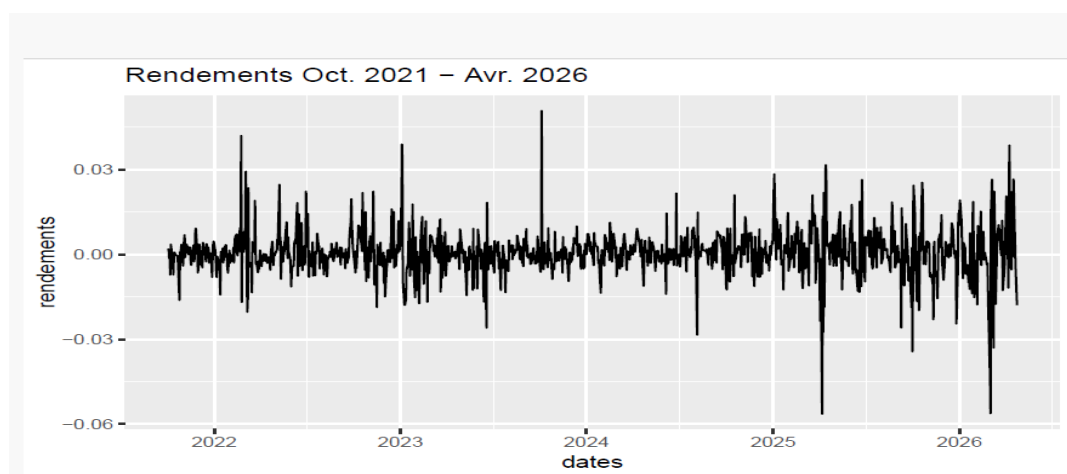
Le test ADF (Augmented Dickey-Fuller) est un test statistique qui permet de détecter la racine unitaire dans une série temporelle. Le rejet de l'hypothèse nulle de présence de racine unitaire conclut à la stationnarité de la série, condition nécessaire à toute modélisation économétrique, notamment ARMA-GARCH. On utilise 3 types de tests : un test avec constante, un autre avec constante et tendance et un test sans tendance ni constante. La statistique ADF pour tous les tests du tableau N°2 est inférieure à la valeur critique et la p-value inférieur à 0.0001. L'hypothèse de présence de racine unitaire est fortement rejetée. Les rendements sont donc stationnaires.

Tableau N°2 : Test ADF sur les rendements du MASI

Série	Modèle ADF	Statistique ADF	Valeur critique (5%)	P-value	Conclusion
Rendements	Avec constante	-11.0324	-2.86	< 0.0001	Stationnaire (rejet de H_0)
Rendements	Avec constante + tendance	-11.0348	-3.41	< 0.0001	Stationnaire (rejet de H_0)
Rendements	Aucun	-10.8104	-1.95	<0.0001	Stationnaire (rejet de H_0)

Source : Auteurs. Calcul sur logiciel R

Figure N°1 : Courbe - série des rendements MASI



Source : Auteurs. Calcul sur logiciel R

5. Modélisation ARMA-GARCH simultanée

5.1. Test d'effet ARCH-LM

Pour effectuer le test d'effet ARCH, il faudrait ajuster un modèle ARMA à la série des rendements et appliquer le test d'effet ARCH aux résidus de ce modèle. Le modèle ARMA(p,q) choisi est celui qui minimise les critères d'Akaike (AIC) et de Schwarz (BIC) et dont les résidus sont non autocorrélés. Le modèle retenu pour la série des rendements est un ARMA(2,0), à résidus blancs et tous ses coefficients sont significatifs à 5 % . Le test d'effet ARCH-LM (Multiplicateur de Lagrange) est appliqué aux résidus du modèle ARMA (2,0), dont ci-après les résultats.

5.1.1. Hypothèses

- H_0 : Pas d'effet ARCH (variance constante, homoscedasticité)
- H_1 : Présence d'un effet ARCH (variance non constante, hétéroscedasticité)

5.1.2. Résultats

Tableau N° 3 : Test ARCH-LM - Rendements du MASI

Retard (Lag)	LM	P-value	Conclusion
Lag 1	871	0.000	Rejet de H_0 (effet ARCH présent)
Lag 5	425	0.000	Rejet de H_0 (effet ARCH présent)
Lag 6	125	4.44e-06	Rejet de H_0 (effet ARCH présent)

Source : Auteurs. Calcul sur logiciel R

5.1.3. Interprétation

Les p-values sont toutes inférieures à 0,05. On rejette l'hypothèse de variance constante. Les résidus sont hétéroscedastiques.

5.2. Modèle ARMA - GARCH

En présence d'effet ARCH, nous avons une dépendance de type non linéaire entre les rendements et leur écart type. L'estimation simultanée d'un modèle ARMA pour la moyenne et GARCH pour la variance permet d'obtenir des coefficients robustes à l'hétéroscedasticité conditionnelle.

Équation de la moyenne (ARMA (2,0)) :

$$r_t = \mu + \phi_1 r_{t-1} + \phi_2 r_{t-2} + \varepsilon_t$$

Équation de la variance (GARCH (1,1)) :

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2$$

Avec $\varepsilon_t = \sigma_t Z_t$ et $z_t \sim \text{i.i.d.}(0,1)$.

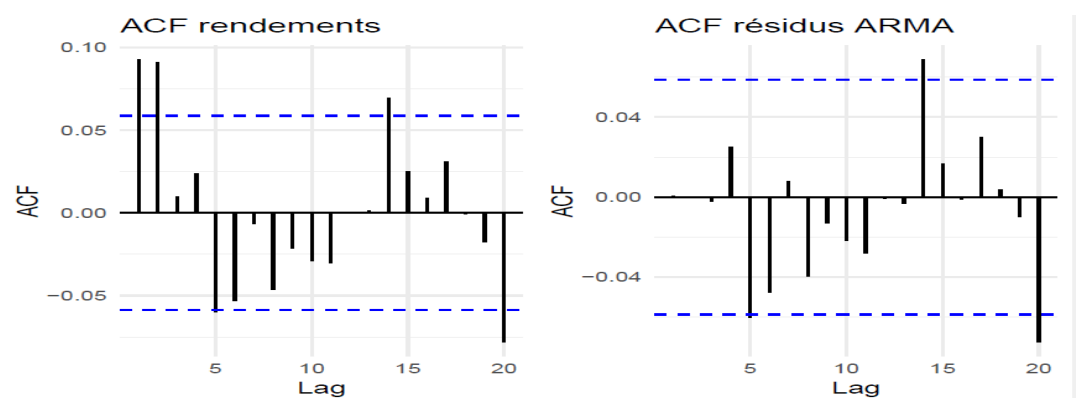
Les coefficients de la régression linéaire ARMA : μ , ϕ_1 et ϕ_2 sont donnés dans le tableau N°4, ainsi que les coefficients de la volatilité : ω , α et β .

Tableau N° 4 : Estimations du modèle ARMA (2,0) – GARCH (1,1)

Composante	Variable	Coefficient	P-value
ARMA	Constante (μ)	0.000630	0.01442
	AR(1) (ϕ_1)	0.116	0.014
	AR(2) (ϕ_2)	0.128	0.00024
GARCH	Constante (ω)	0.000011	0.0000000
	ARCH (α)	0.322890	0.0000
	GARCH (β)	0.555756	0.0000
Diagnostic	Log-vraisemblance		3899.14
	AIC		-6.9885
	Test ARCH-LM sur résidus standardisés ε_t/σ_t		P-value =0.9946 (non significatif)

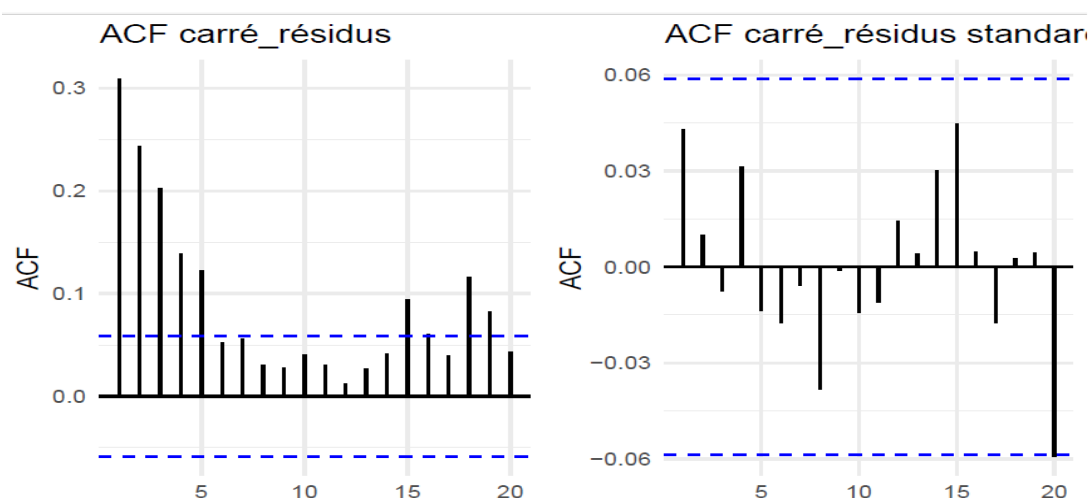
Source : Auteurs. Calcul sur logiciel R

Figure N°2 : Autocorrélations : série des rendements et résidus - ARMA



Source : Auteurs. Calcul sur logiciel R

Figure N°3 : Autocorrélations : carrés des résidus et carrés des résidus standardisés



Source : Auteurs. Calcul sur logiciel R

5.3. Résultats et analyse

5.3.1. Validation du modèle

1. Tous les coefficients du modèle GARCH sont hautement significatifs.
2. La condition de stabilité de la volatilité est vérifiée : $(\alpha + \beta = 0,877 < 1)$.
3. Le test d'effet ARCH-LM sur résidus standardisés $\frac{\varepsilon_t}{\sigma_t}$ (p-value= 0,981) montre l'absence d'autocorrélations dans les carrés de ces résidus.
4. Le tracé des autocorrélations des carrés des résidus et des carrés résidus standardisés (Figure N°2 et Figure N°3) montre que le modèle GARCH a pu capturer la dépendance non linéaire présente dans les résidus du modèle ARMA.
5. Le modèle GARCH, validé statistiquement, permet de prévoir la volatilité du marché mais ne permet pas de faire de prévisions des tendances ou des cours réels.

5.3.2. Analyse des résultats

Dans un marché informationnellement efficient, le coefficient α devrait être proche de zéro, indiquant que les chocs récents ont un impact négligeable sur la volatilité et le coefficient β devrait être aussi très faible, traduisant une absence de persistance des chocs. La somme $\alpha + \beta$ est suffisamment faible pour signifier que tout choc est rapidement absorbé par le marché. Dans le cas de notre série :

La valeur de α (0.32) est élevée comparativement à des places financières anciennes et développées, indiquant une forte réactivité des investisseurs à court terme, mais cette agitation temporaire est rapidement canalisée, en témoigne la valeur modérée de β (0.55) qui montre que la hausse de la volatilité est purement transitoire. La persistance globale $\alpha + \beta$ (0.87) indique que l'information n'est pas digérée instantanément et que le retour à la moyenne nécessite un certain temps d'ajustement mais ce temps se réduit à quelques jours seulement.

6. Tests de ratio de variance

6.1. Réalisation des tests

Conformément à la méthodologie du ratio de variance, nous testons l'hypothèse $VR(q) = 1$ pour différents horizons q qui varient de 2 jours, 5 jours (1 semaine de transactions), 10 jours (2 semaines), 15 jours (3 semaines) et 20 jours (1 mois de transactions). L'étude utilise 5 tests, dans leur version robuste à l'hétéroscédasticité :

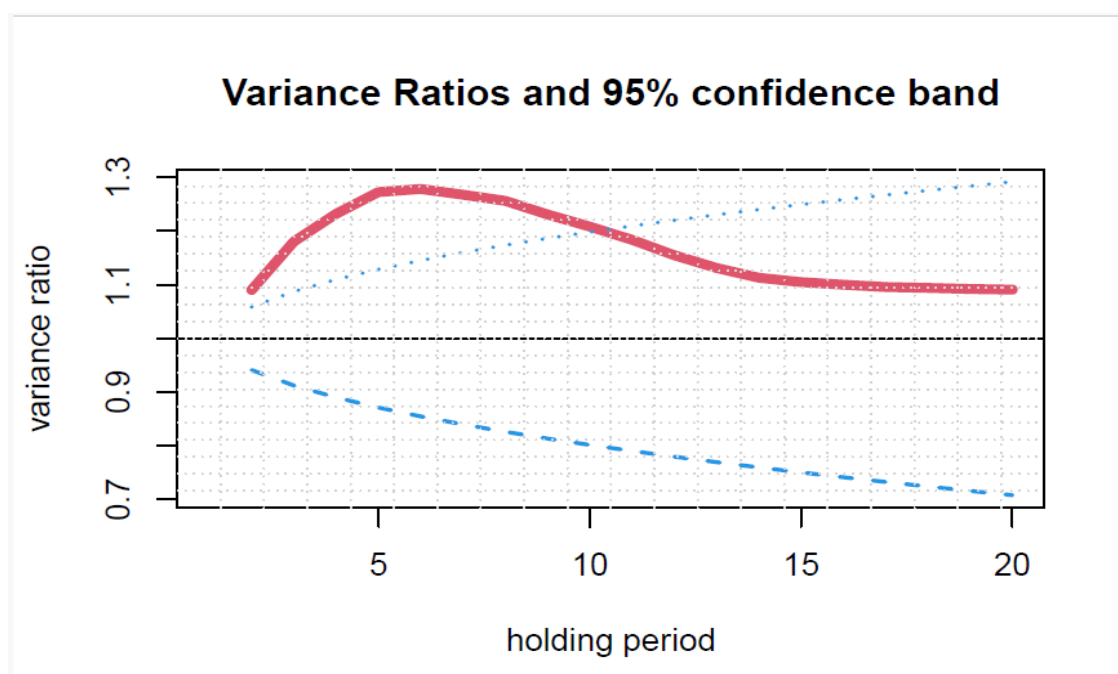
- Le test de bootstrap de Kim (2006). Le choix des différents horizons q est manuel. Il renvoie une p-value.

- Le test de Chow-Denning (1993): renvoie la valeur de la statistique à comparer à des valeurs critiques, obtenues à partir d'une table SMM.
- Le test automatique de Choi (1999): sa particularité est d'effectuer une sélection optimale de l'horizon q et renvoie une p-value.
- Le test de Wright (2000) des rangs et des signes. Il renvoie la valeur de la statistique à comparer à des valeurs critiques calculées par une méthode de simulation basée sur la méthode de Monté Carlo.
- Le test de Whang - Kim (2003). Il renvoie une p-value pour chaque longueur de bloc testé.

6.2. Résultats des tests de ratio de variance individuels et multiples

La figure N° 4, donnée à titre indicatif, illustre l'évolution des ratios de variances non standardisés (valeurs brutes) pour différents horizons de détention ($q=2,5,10,15,20$). La ligne horizontale à 1, correspond à l'hypothèse de marche aléatoire. Les intervalles de confiance à 95% sont calculés sous l'hypothèse de distributions indépendantes et identiquement distribués (i.i.d.) gaussiennes.

Figure N°4 : Ratio de variance (valeurs brutes) avec intervalle de confiance sous l'hypothèse i.i.d. gaussienne



Source : Auteurs. Calcul sur logiciel R

Tableau N°5 : Résultats des tests de ratio de variance

Statistiques des Tests individuels				
Horizons (q)	Lo-MacKinlay	Wright (R1)	Wright (R2)	Wright (S1)
q = 2	1,59	5,23**	4,38**	3,65**
q = 5	2,30*	5,92**	5,27**	4,19**
q = 10	1,23	3,96**	3,26**	2,85**
q = 15	0,53	2,85**	2,11*	2,10*
q = 20	0,41	2,61**	1,90 *	1,78*

Tests multiples				
	Statistique	V. critique	p-value	Décision
Chow-Denning	2,30	2,56	> 0,05	Non-rejet
Kim bootstrap		...	p-value = 0,0466	Rejet
Wright conjoint (JR1)	5,92**	2,29	<0,01	Rejet (1%)
Wright conjoint (JR2)	5,27**	2,31	<0,01	Rejet (1%)
Wright conjoint (JS1)	4,19**	2,39	<0,01	Rejet (1%)
AutoBoot.test (Choi)	...		0,0135*	Rejet

Whang-Kim	P-values = 0,004 → 0,04 (bloc=50 à 170)	Rejet (sauf bloc=200 : p-value : 0,11)
-----------	---	--

Note : * : significatif à 5%, ** : significatif à 1%

Source : Auteurs. Calcul sur logiciel R

6.3. Discussion des résultats

Les résultats des tests de ratio de variance individuels et multiples du tableau N°5 révèlent les conclusions suivantes :

- Le test de Lo-MacKinlay rejette l'hypothèse de marche aléatoire à l'horizon de 5 jours, confirmé par le test multiple de Kim bootstrap qui rejette l'hypothèse jointe avec une p-value est de 0,0466. Le nombre de réplication du bootstrap est porté à 100 000 pour garantir la précision de cette p-value à $\pm 0,001$.
- Le rejet est également confirmé avec une p-value de 0,01 du test multiple de Wright des rangs et des signes. Le rejet pour les tests individuels de Wright est significatif à 1% pour tous les horizons, à l'exception des tests individuels q=15 et q=20 où le rejet est à 5%..
- Le test automatique de Bootstrap rejette également l'hypothèse de marche aléatoire.
- Le test de subsampling rejette l'hypothèse de marche aléatoire pour tous les blocs allant jusqu'à 170 observations (p-values $\leq 0,04$), à l'exception des blocs de 200 (p = 0,11). Sachant que la procédure des auteurs du test recommande d'examiner la p-value sur une

grille de valeurs de blocs b , choisis dans un intervalle dont les bornes sont calculées en fonctions de la taille de l'échantillon d'origine. (Le logiciel R calcule ces bornes et donne les valeurs de b). Il n'est donc pas recommandé d'isoler un résultat mais d'examiner la tendance générale qui est en faveur d'un rejet. Le non rejet pour les blocs à 200 observations peut aussi confirmer que la nature de la dépendance est bien à très court terme, puisque pour des blocs de grande taille, l'effet de "lissage" rend plus difficile de détecter les informations à court terme.

- Le test de Chow-Denning est le seul à ne pas rejeter l'hypothèse de marche aléatoire à 5%. Ce test est sensible à la taille de l'échantillon et au nombre d'horizons et il est plus adapté aux échantillons de très grandes tailles car il utilise une approximation asymptotique de la loi normale pour la statistique du test individuel et également une méthode paramétrique pour la statistique du test multiple. Notre échantillon est de taille moyenne (1114 observations) et la distribution des rendements a une queue très épaisse.

Conclusion : L'hypothèse de marche aléatoire a été rejetée par la majorité des tests, à l'exception d'un seul test, avec un pic à l'horizon de 5 jours. Il y a un retour à l'efficience à moyen terme (15 - 20 jours) d'après la statistique de Lo-MacKinlay.

Conclusions et perspectives

Cette étude a eu pour objectif de participer au débat sur l'efficience faible du marché financier marocain, en passant par une étude empirique de la série des rendements de l'indice MASI. L'étude a examiné la série des valeurs quotidiennes du rendement de l'indice MASI dans une période récente : Octobre 2021-Avril 2026, en suivant toutes les étapes nécessaires à sa modélisation : tests ADF, test ARCH-LM et modélisation ARMA (2,0) – GARCH (1,1). Le modèle GARCH établi et bien spécifié montre une hétéroscédasticité conditionnelle et une persistance modérée de la volatilité.

Compte tenu de ce dernier résultat, l'étude examine l'hypothèse de marche aléatoire au sens faible, en choisissant 5 types de tests de Ratio de Variance, robustes à l'hétéroscédasticité. A l'issue des résultats des tests individuels et des tests multiples, l'hypothèse de marche aléatoire est rejetée. L'horizon le plus marqué par ce rejet est celui de 5 jours et le moins marqué est celui de 20 jours.

Les résultats de l'étude suggèrent une inefficience du marché boursier marocain, comme en témoigne la persistance de la volatilité et le rejet de l'hypothèse de marche aléatoire par les quatre tests de ratio de variance.

L'inefficience observée à l'horizon de cinq jours pourrait être le signe d'un ajustement progressif des prix sur une semaine, propre aux marchés émergeants où la liquidité et la concurrence peuvent être défaillantes.

Enfin, les résultats de l'étude ouvrent plusieurs perspectives:

- Effectuer une analyse comparative avec d'autres marchés émergents ayant un volume de liquidité et une infrastructure informationnelle comparables, afin d'identifier les facteurs structurels et comportementaux, propre au contexte marocain, qui pourraient altérer l'efficience du marché.
- Consolider les résultats établis par une analyse par sous périodes afin d'identifier d'éventuelles ruptures structurelles et tester l'hypothèse de marché adaptatif, à l'instar des travaux de Cruz-Hernandez et Mora-Valencia (2024) ([2]) sur les marchés sud-américains.
- Etudier l'efficacité d'algorithmes de prédiction récents, à l'instar de travaux menés sur d'autres marchés mondiaux ([13]).
- Etendre l'analyse à d'autres indices marocains (MASI 20, MASI ESG, FTSE CSE Morocco) afin de déterminer si l'inefficience observée est uniforme ou spécifique à l'indice MASI.
- Suivre de près l'impact sur l'efficience du marché marocain de l'introduction de nouveaux produits financiers. Le contrat future MASI 20 introduit en Avril 2026, prépare le terrain pour l'arrivée des options. Ces nouveaux produits permettront l'alignement sur les standards internationaux, en introduisant pour la première fois l'effet de levier et la couverture, indispensables pour attirer les capitaux étrangers et maximiser la liquidité.

BIBLIOGRAPHIE

- [1] Ait Sallah A., Oubdi L. (2019/2020) "Réexamen de l'efficacité du marché financier marocain à la lumière de l'Hypothèse des Marchés Adaptatifs." *Revue du Contrôle, de la Comptabilité et de l'Audit*, Vol. 4 (2), p. 220-243.
- [2] Andrés R. Cruz- Hernandez, Andrés Mora-Valenciat (2024) "Adaptive Market Hypothesis and Predictability : Evidence in Latin American Stock Indices" *Journal of Latin American Research Review*, Vol. 59 (2), p. 292-314.
- [3] Andrew C. Worthington; Helen Higgs (2003) "An empirical note on the random walk behaviour and market efficiency of Latin American stock markets." *Empirical Economic Letters*, Vol. 2 (5), p. 183-197.
- [4] Bakir A. (2002) "L'efficacité des marchés financiers des pays émergents : l'exemple de la bourse de Casablanca." *Thèse de doctorat, Université d'Orléans*, 362 p.
- [5] Choi I. (1999). "Testing the random walk hypothesis for real exchange rates." *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 14 (3), p. 293-308.
- [6] K.Victor Chow, Karen C. Denning (1993) "A simple multiple variance ratio test." *Journal of Econometrics*, Vol. 58 (3), p. 385-401.
- [7] W. Coffie (2015) "Measuring volatility persistence and risk in Southern and East African Stock markets." *International Journal of Economics and Business Research*, Vol. 9 (1), p. 23-36.
- [8] R. F. Engle (1982) "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation." *Econometrica*, Vol. 50 (4), p. 987-1007.
- [9] R. F. Engle, T. Bollerslev (1986) "Modeling the persistence of conditional variances." *Econometric Reviews*, Vol. 5 (1), p. 1-50.
- [10] Essardi, O. , El Bouhadi, A. (2007) "Efficacité informationnelle et dépendance non linéaire. Applications aux valeurs du MADEX." *Critiques économiques*, n° 20, Été-automne 2007, p.103-120.
- [11] Fama, E. F. (1970) "Efficient capital markets: A review of theory and empirical work." *The Journal of Finance*, Vol. 25 (2), p. 383-417.
- [12] Fama, E. F. (1991) "Efficient capital markets: II. " *The Journal of Finance*, Vol. 46 (5), p. 1575-1617.
- [13] Gramatovici, S. , Mortici, C.-M. (2018) "Random Walk Hypothesis on Bucharest Stock Exchange." *Review of the Air Force Academy*, Vol. 2 (37), p. 59-62.

- [14] Kim, J. H. (2006) "Wild bootstrapping variance ratio tests." *Economic Letters*, Vol. 92 (1), p. 38-43.
- [15] Kim, J. H. (2009) "Automatic variance ratio test under conditional heteroskedasticity." *Finance Research Letters*, Vol. 6 (3), p. 179-185.
- [16] Lo, A. W. and MacKinlay, A. C. (1988) "Stock Market Prices Do Not Follow Random Walks: Evidence from a Simple Specification Test." *Review of Financial Studies*, Vol.1 (1), p. 41-66.
- [17] Lo, A. W. and MacKinlay, A. C. (1989) "The Size and Power of the Variance Ratio Test in Finite Samples: A Monte Carlo Investigation." *Journal of Econometrics*, Vol. 40 (2), p. 203-238.
- [18] Ojah Kalu, David Karemera (1999) "Random Walk and Market Efficiency Tests of Latin American Emerging Equity Markets: A Revisit." *Journal of The Financial Review*, Vol. 34, p. 57-72.
- [19] Urrutia Jorge L. (1995) "Tests of Random Walk and Market Efficiency for Latin American Emerging Equity Markets." *Journal of financial Research*, Vol. 18 (3), p. 299-309.
- [20] Whang, Yoon-Jae , Kim, Jinho (2003) "A multiple variance ratio test using subsampling." *Economic letter*, Vol. 79, p. 225-230.
- [21] Wright, J.H. (2000) "Alternative variance-ratio tests using ranks and signs." *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 18 (1), p. 1-9.