

نمذجة عائد الأسهم لسوق أبو ظبي للأوراق المالية والتنبؤ به باستخدام نموذج ARIMA – GARCH الهجين

Modeling and Forecasting Equity Return for ADX Using the ARIMA-GARCH Hybrid Model

د. بن دراوي رشيدة^{1*}، د. دوش ليلى²

¹جامعة أبو بكر بلقايد- تلمسان (الجزائر)، rachida.bendraoui@univ-tlemcen.dz

²جامعة أبو بكر بلقايد- تلمسان (الجزائر)، Leila.douch@univ-tlemcen.dz

تاريخ الاستلام: 2024/01/05 تاريخ القبول: 2024/10/03 تاريخ النشر: 2024/10/12

ملخص: تهدف هذه الدراسة إلى اقتراح نموذج ARIMA-GARCH الهجين من أجل نمذجة وتوقع عائد الأسهم لسلسلة مؤشر سوق أبو ظبي للأوراق المالية، إحدى طرق التنبؤ بعوائد الأسهم التي هي مجموعة بيانات زمنية أحادية المتغير هي استخدام نماذج المتوسط المتحرك المتكامل الإنحدار التلقائي (ARIMA) ونماذج الإنحدار الذاتي المعمم للتجانس الشرطي (GARCH)؛ في هذه الدراسة نقدم الدوافع والنصوص لنموذج ARIMA-GARCH الهجين، يتم توفير إجراء تحليل البيانات الكامل الذي يتضمن سلسلة من اختبارات الفرضيات وإجراء تركيب النموذج باستخدام معيار معلومات Akaike (AIC)، كما يتم المحاكاة للتنبؤات خارج العينة في هذه الدراسة كما يظهر التنبؤ بالنتائج أن نموذج ARIMA (3,0) – GARCH (1,1) المقترح هو نموذج مناسب للتنبؤ بعوائد الأسهم.

الكلمات المفتاحية: مؤشر سوق أبو ظبي؛ التقلبات اللاخطية؛ التنبؤ؛ عائد الأسهم؛ ARIMA; GARCH

Abstract: This study aims to propose a hybrid ARIMA-GARCH model is proposed to model and Predict the equity returns of the Abu Dhabi financial market index series. Equity returns are univariate time series data sets, one of the methods to predict them the Auto- Regressive Integrated Moving Average (ARIMA) models., the Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (GARCH) models; In this study we present the motivations and texts for the ARIMA-GARCH hybrid model, a complete data analysis procedure is provided which includes a series of hypothesis tests and model synthesis procedure using the Akaike Information Standard (AIC), and the simulation of out-of-sample predictions is also done in this study as the outcome prediction shows that the proposed ARIMA (3,0)–GARCH(1,1) model is suitable for predicting stock returns.

Keywords: Abu Dhabi Market Index; ARIMA; Equity return; GARCH; Nonlinear Volatility; Prediction.

1. مقدمة

تعد الأسواق المالية البوتقة التي تتجمع من خلالها وحدات العجز والفائض، فهي تعتبر ذات أهمية كبرى للاقتصاد القومي، للمستثمرين وللشركات المصدرة للأوراق المالية. وتعمل الأسواق المالية على توفير نظام ينسب من خلاله المال من جهة الفائض لجهة العجز يتوفر على عوامل موضوعية كالمكان والزمان وذاتية كالتضحية والرغبة. وقد ارتبطت نشأة وظهور الأسواق المالية بتطور الرأسمالية الصناعية؛ إذ وجدت هذه الأسواق بهدف جذب المدخرات، تحقيق عملية تبادل القيم المنقولة وتمويل عمليات التنمية الاقتصادية. وبذلك أضحت الأسواق المالية عنوان للحضارة والتقدم في الدول وأصبحت من أهم أدوات الاستثمار في الاقتصاد الحديث، فهي توفر بدائل استثمارية متميزة عن بعضها من حيث العوائد التي تحققها والمخاطر التي تنطوي عليها، هذا التميز يجعل المستثمرين يفاضلون بينها حسب عنصر العائد المتوقع الحصول عليه والمخاطرة المرتبطة بهذا العائد إذ يواجه الاستثمار في الأوراق المالية مخاطر أكثر من الاستثمارات الأخرى، ولهذا وجب على المستثمرين اتباع استراتيجيات معينة لتقليل المخاطر المترتبة عنه وهو ما يدفعهم لتكوين ما يعرف بالمحافظ المالية وهي عبارة عن محفظة للأصول المالية ويتم تداولها في الأسواق المالية حيث تنتقل من متخصص لآخر، فالهدف من تشكيلها هو الحصول على أكبر عائد بأقل المخاطر وتعظيم المنفعة من خلال تفضيل أعلى عائد بمخاطرة عند حدها الأدنى.

وبالنظر لما تشهده الأسواق المالية من متغيرات متنوعة تؤثر على عمليات التداول للأصول المالية بين المستثمرين كان لزاما عليهم القيام بتحليل المعلومات الواردة إلى السوق عن كل أصل مالي، وهذا ما يساعد المستثمرين على بناء نموذج انتقاء للمحفظة التي بدورها تساعد على تحديد وتعريف التوازن في السوق، ولا يتحقق هذا إلا إذا كان السوق يتميز بالكفاءة أي أن جميع المعلومات المتاحة الحالية والخاصة بالأصل منعكسة ومدمجة بشكل سريع في السعر لذلك الأصل أو بمعنى آخر مدى سرعة استجابة أسعار الأوراق المالية المتداولة للمعلومات وبشكل غير متحيز متاحة للجميع.

ويعد التنبؤ بالعوائد المستقبلية لسوق الأسهم ذا أهمية كبيرة في العديد من المجالات، حيث أن عائد الأسهم هو متغير مالي رئيسي يؤثر على قرارات المستهلكين والشركات والمؤسسات المالية، وبالتالي فإن التنبؤات الموثوقة في الوقت المناسب لعوائد الأسهم المستقبلية يمكن أن توفر معلومات قيمة للمشاركين في الأسواق المالية.

تأتي هذه الدراسة إلى اقتراح نموذج للتنبؤ بعوائد سوق أبو ظبي للأوراق المالية، وبذلك تسعى الدراسة إلى الإجابة على الإشكالية التالية:

الإشكالية

هل العوائد اليومية لمؤشر سوق أبو ظبي للأوراق المالية تظهر قابلية للتنبؤ على المدى القصير خلال

2022-2013؟

وللإجابة على الإشكالية التالية تمت صياغة الفرضية التالية:

✓ العوائد اليومية لمؤشر سوق أبو ظبي للأوراق المالية غير قابلة للتنبؤ على المدى القصير من خلال عوائدها التاريخية.

أهداف البحث

تهدف هذه الدراسة إلى تحقيق مجموعة من الأهداف نوجزها فيما يلي:

- محاولة دراسة كفاءة سوق أبو ظبي للأوراق المالية عند المستوى الضعيف وفي حالة كفاءة هذه السوق يتم اختبارها عند المستوى شبه القوي؛
- دراسة سلوك المؤشر العام لسوق أبو ظبي للأوراق المالية؛

منهجية البحث

اتبعنا المنهج الوصفي من أجل التعرف على المفاهيم الأساسية المتعلقة بالموضوع، والمنهج التحليلي لغرض جمع البيانات ووصفها وتحليلها، استنادا بمعطيات موقع اتحاد البورصات العربية وموقع Investing.com كما سنقوم باستخدام المنهج القياسي لهدف الوصول إلى نتائج تمكننا من اختبار فرضيات الدراسة وتحقيق هدفها حيث اعتمدنا في عملية التحليل على بيانات يومية بالتطبيق على برنامج Eviews 10.

أولاً: الإطار النظري للدراسة

1. نموذج ARIMA-GARCH الهجين

في هذا الإطار، سنحدد نموذج ARIMA ونموذج GARCH ونموذج ARIMA-GARCH الهجين المستخدم في هذه الدراسة

1.1 نموذج أريما ARIMA

نموذج ARIMA هو تعميم لنموذج المتوسط المتحرك للانحدار التلقائي Auto-Régressive Moving Average (ARMA) ويتم تركيب كلا النموذجين على بيانات السلاسل الزمنية إما لفهم البيانات بشكل أفضل أو التنبؤ بالنقاط المستقبلية في السلسلة؛

يتم تطبيق نماذج ARIMA في بعض الحالات التي تظهر فيها البيانات دليلاً على عدم الثبات، حيث يمكن تطبيق خطوة اختلاف أولية (الجزء "المتكامل" من النموذج) لتقليل عدم الثبات، تولد عملية ARIMA سلسلة غير ثابتة مدمجة من الترتيب D. غالباً ما تسمى هذه العمليات عمليات جذر الفروق الثابتة Difference-Stationary أو جذر الوحدة unit Root Processes.

يمكن تصميم قيمة t للسلسلة الزمنية انطلاقاً من اختبارات الإستقرارية ARMA(p,q) بعد أن يتم تحديد درجة تكامل السلسلة D، ويشار إليها بواسطة ARIMA (p,D,q) تعطى بيانات السلسلة الزمنية X_t ، ويمكن التعبير عن النموذج في المعادلة التالية:

$$\nabla^D X_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i \nabla^D X_{t-i} + \varepsilon_t + \sum_{j=1}^q \theta_j \varepsilon_{t-j} \quad (1)$$

حيث

α_0 : ثابت

ϕ_i : هي معلمات الإنحدار الذاتي من النموذج

θ_i : هي معلمات من جزء المتوسط المتحرك

∇^D : يشير إلى رتبة D سلسلة زمنية مختلفة

$\varepsilon_{t-j} : N(0, \sigma^2_{\varepsilon_t})$ هي عملية ابتكار غير مرتبطة بمتوسط الصفر

يمكننا أيضا إعادة كتابة المعادلة (1) مع تدوين عامل التأخر $LX_t = X_{t-1}$ ، as

$$\phi(L) (1-L)^D X_t = \alpha + \Theta(L) \varepsilon_t \quad (2)$$

حيث

$$\phi(L) = 1 - \sum_{i=1}^p \phi_i L^i$$

P هو درجة ثابتة، عامل تأخر درجة AR ، و $\theta_j L^j$ $\Theta(L) = 1 + \sum_{j=1}^q \theta_j L^j$ قابل للعكس درجة MA q تأخر عامل كثير الحدود

يمكن تقدير نماذج $ARIMA$ باتباع منهجية $Box-Jenkins$ وتتضمن هذه الطريقة نهج نمذجة تكراري من ثلاث مراحل:

1. تحديد النموذج

2. تقدير المعلمات

3. فحص النموذج

نظرا لأن العملية الثابتة هي شرط ضروري لنموذج $ARIMA$ عندما تقدم السلسلة الزمنية المرصودة اتجاهها وسلوكا غير موسمي، سيتم تطبيق الاختلاف على سلسلة البيانات لإزالة الاتجاه.

2.1 نموذج GARCH

تستخدم نماذج $GARCH$ بشكل شائع في نمذجة السلاسل الزمنية المالية التي تظهر مجموعات تقلب متغيرة زمنيا، تحاول نماذج $GARCH$ معالجة تجمع التقلبات في عملية الابتكارات، ويحدث تجمع التقلب عندما لا تظهر عملية الابتكارات ارتباطا ذاتيا كبيرا، ولكن تبين العملية يتغير بمرور الوقت، إذا أظهرت سلسلة ما تجمعاً للتقلبات فهذا يشير إلى أن الفروق السابقة قد تكون تنبؤية بالتباين الحالي. (Sun, 2017)

نموذج $GARCH(r,s)$ العام للتباين الشرطي لحد الخطأ ε_t تعطى بالعلاقة التالية:

$$\sigma_t^2 = \omega_0 + \sum_{i=1}^s \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^r \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (3)$$

مع القيود

$$\omega_0 > 0$$

$$\alpha_j \geq 0, 1, 2, \dots, s;$$

$$\beta_j \geq 0, j = 1, 2, \dots, r;$$

$$\sum_{i=1}^s \alpha_i + \sum_{j=1}^r \beta_j < 1$$

حيث:

ω_0 : هو مصطلح ثابت

R : هو ترتيب $GARCH$ مصطلح σ^2 والذي يمثل عدد المتأخرين للفروق الشرطية

S : هو ترتيب $ARCH$ مصطلح ε^2 والذي يمثل عدد الابتكارات المتأخرة

و α_i و β_j هما معاملات معلمات $ARCH$ و $GARCH$ على التوالي

2. نموذج $ARIMA-GARCH$ / الهجين $Hybrid ARIMA-GARCH Model$

في هذا الجزء سوف نجمع بين نموذج $ARIMA$ و $GARCH$ المحددين في 2.1 و 2.2 معا، ويمكن تحديد نموذج

$GARCH(r,s) - ARIMA(p,d,q)$ على النحو التالي:

$$\nabla^D X_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i \nabla^D X_{t-i} + \varepsilon_t + \sum_{j=1}^q \theta_j \varepsilon_{t-j} \quad (5)$$

حيث:

$$\varepsilon_t: N(0, \sigma_t^2)$$

$$\sigma_t^2 = \omega_0 + \sum_{i=1}^s \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^r \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (6)$$

في بقية الدراسة سنقوم بتطبيق نموذج $ARIMA(p,d,q) - GARCH(r,s)$ الهجين المحدد في المعادلتين (5) و (6) من أجل نمذجة عوائد الأسهم والتنبؤ بها.

ثانيا: الإطار التطبيقي للدراسة

1. تقييم فعالية سوق أبو ظبي للأوراق المالية

نعتمد في تقييم سوق أبو ظبي للأوراق المالية على اختبار فرضية الصيغة الضعيفة لفعالية السوق باستعمال اختبار استقرارية السلاسل الزمنية لأسعار الأوراق المالية.

إن البيانات المستخدمة هي من أجل اختبار كفاءة سوق أبو ظبي للأوراق المالية عند المستوى الضعيف وتقدير النموذج الأفضل من أجل التنبؤ بعوائد الأسهم والمكونة من سلسلة المؤشر العام لسوق أبو ظبي للأوراق المالية والتي بدورها تمثل عينة الدراسة المدرجة في قاعدة بيانات اتحاد البورصات العربية فإن جميع التقديرات تتم من 02 جانفي 2013 إلى غاية 28 ديسمبر 2022 وكذلك تم الحصول على بيانات مؤشر السوق من الموقع الإلكتروني

Investing.com: التالي:

يمكن حساب عوائد الأسهم بالمعادلة التالية:

$$RT = \ln(P_t / P_{t-1})$$

حيث:

R_t : العائد اليومي للمؤشر العام للفترة الحالية (t)

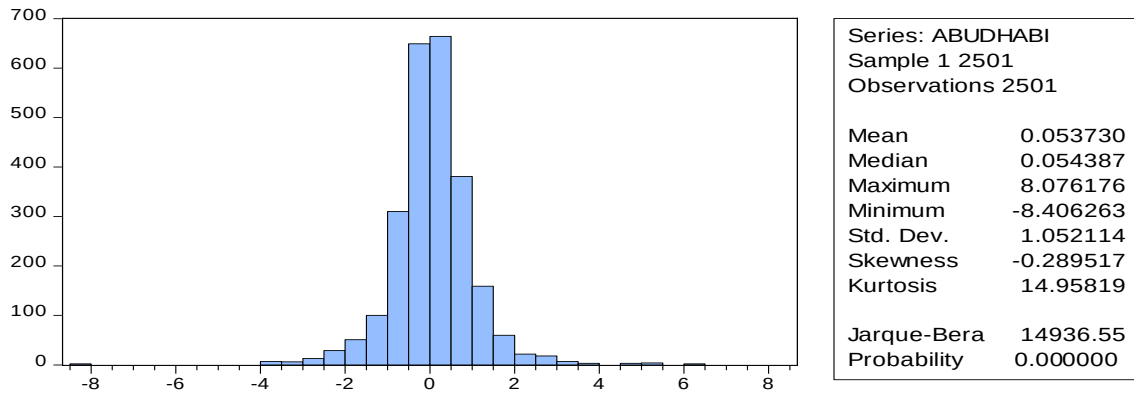
P_t : سعر الإغلاق اليومي للمؤشر العام للفترة الحالية (t)

P_{t-1} : سعر الإغلاق اليومي للمؤشر العام للفترة السابقة (t-1) (Dias, Teixeira, Machova, Pardal, Horak, &

Vochozka, 2020)

2. الإحصاءات الوصفية

الشكل (1): الإحصاءات الوصفية للعوائد اليومية للمؤشر العام لسوق أبو ظبي للأوراق المالية (معدلات العوائد اللوغاريتمية) وذلك للفترة الممتدة من 02 جانفي 2013 إلى غاية 28 ديسمبر 2022



المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات Eviews 10

من خلال التوصيف الإحصائي لعوائد الأسهم اليومية للمؤشر العام لسوق أبو ظبي للأوراق المالية (المتوسط، الوسط الحسابي، الحد الأعلى والأدنى، الانحراف المعياري، معامل الالتواء (التناظر) ومعامل التفلطح إضافة إلى اختبار إحصائية جارك وبر Jarque-Bera والاحتمالية على الترتيب)، نلاحظ أن هذا التوزيع قدم لنا دليلا على أن فرضية التوزيع الطبيعي لم تتحقق وهذا راجع إلى نتيجة اختبارات J.B حيث كانت جميع النتائج $J.B > \chi^2_{(0.05)}$

وهذا ما يدل على عدم وجود عشوائية في البيانات، ومن صفات التوزيع الطبيعي لا بد من أن تكون قيمة الالتواء (Skewness) معدومة وقيمة التفلطح (Kurtosis) مساوية لـ 3، وما نلاحظه من خلال الشكل رقم (1) أن قيمة $Skewness < 0$ ، أي أن شكل التوزيع غير متناظر، مما يعني أن التوزيع ملتو نحو اليسار وهذا يدل على أن العوائد تتأثر بالصدمات السالبة أكثر من الصدمات الموجبة. وقيمة $Kurtosis > 3$ هذا يدل على وجود قيم شاذة في السلسلة وبالتالي السلسلة لا تتوزع توزيعا طبيعيا.

3. اختبار الجذور الأحادية لاستقراره السلاسل الزمنية

الجدول رقم (1): نتائج اختبارات جذر الوحدة القياسية للعوائد اليومية لسوق أبوظبي للأوراق المالية من 02 جانفي 2013 إلى غاية 28 ديسمبر 2022

سوق أبو ظبي للأوراق المالية				
نتائج اختبار ديكي فولر الموسع				
الحالة	القاطع	القاطع والاتجاه	بدون القاطع والاتجاه	درجة التكامل
القيمة المحسوبة	-47.56	-47.55	-47.45	I(0)
القيمة الحرجة عند 1%	-3.43	-3.96	-2.56	
القيمة الحرجة عند 5%	-2.86	-3.41	-1.94	
القيمة الحرجة عند 10%	-2.56	-3.12	-1.61	
النتيجة	رفض H ₀	رفض H ₀	رفض H ₀	
نتائج اختبار فيليبس بيرون				
القيمة المحسوبة	-47.71	-47.70	-47.62	I(0)
القيمة الحرجة عند 1%	-3.43	-3.96	-2.56	
القيمة الحرجة عند 5%	-2.86	-3.41	-1.94	
القيمة الحرجة عند 10%	-2.56	-3.12	-1.61	
النتيجة	رفض H ₀	رفض H ₀	رفض H ₀	

المصدر: من إعداد الباحثين بالإعتماد على برنامج Eviews10

يوضح الجدول (1) نتائج اختباري ديكي فولر الموسع وفيليبس بيرون للعوائد اليومية لمؤشر سوق أبو ظبي للأوراق المالية، حيث تشير نتائج الجدول (1) إلى رفض الفرضية العدمية لاختباري ديكي فولر وفيليبس بيرون عند مستوى معنوية 5%، بالترتيب في حالة القاطع والاتجاه حيث تبين أن القيمة المحسوبة أقل من القيمة الحرجة لكلا الاختبارين $ADF_{cal} > ADF_{cri}$ و $PP_{cal} > PP_{cri}$ وهذا يعني أن سلاسل العوائد ساكنة عند المستوى (0) وفقاً لكلا الاختبارين، وهو الأمر الذي يجنب الوقوع في نتائج زائفة.

4. اختبار نسبة التباين Variance Ratio Test (اختبارات قابلية التنبؤ بالعوائد)

بتطبيق هذا الاختبار على السلاسل الزمنية لعوائد الأسهم تحصلنا على النتائج التالية:

الجدول رقم (2): نتائج اختبار نسبة التباين على السلاسل الزمنية الممثلة لعوائد الأسهم القائم على إشارة العوائد

اختبار نسبة التباين لسوق أبو ظبي للأوراق المالية			
الاختبار المتعدد			
9.802850		JS ₁	
0.0000		قيمة P- (الاحتمالية)	
الاختبارات الفردية			
قيمة P-	S1 (k)	VR (k)	الفترة (K)
0.0000	-9.802850	0.526638	2
0.0000	-8.016929	0.264379	4
0.0000	-6.120940	0.143073	8
0.0000	-4.654030	0.067028	16

المصدر: من إعداد الباحثين بالإعتماد على برنامج Eviews 10

تظهر نسب التباين Var-Ratio من أجل الفترات 2، 4، 8، 16 والمبينة في الجدول رقم (2) أن فرضية السير العشوائي غير محققة، حتى يتم رفض الفرضية H_0 (فرضية السير العشوائي) باعتبار أن نسب التباين تختلف معنويًا عن 1 عند مستوى دلالة 0.05، أما نسب الاحتمال P-Value التي هي أصغر من 0.05 من أجل الفترات سابقة الذكر دليل على حتمية رفض الفرضية العدمية H_0 (فرضية السير العشوائي)، ومن جهة أخرى إحصائيات $Z(q)$ بالقيمة المطلقة أكبر تمامًا من القيمة الحرجة للتوزيع الطبيعي 1.96 عند درجة المعنوية 5% بالإضافة إلى هذا نلاحظ أن نسبة الاحتمال P-Value لإحصائيات $Z(q)$ التي تساوي 0.0000 أصغر تمامًا من 0.05 وهذا يقودنا إلى رفض فرضية السير العشوائي H_0 .

ويظهر أن درجة المعنوية 5% أكبر من احتمالية القيمة المحسوبة للاختبار سواء للاختبار المتعدد أو الاختبارات الفردية، ومن ثم رفض الفرضية العدمية التي تنص على أن سلاسل العوائد تخضع لفرضية المارتينجال (Martingale Hypothesis) مما يعني أن عوائد سوق أبو ظبي للأوراق المالية قابلة للتنبؤ.

5. اختبار وجود مشكل عدم تجانس التباين في سلاسل عوائد الأسهم

الجدول رقم (3) نتائج اختبار وجود أثر ARCH على بواقي النموذج (1) AR لسلاسل الزمنية الممثلة لعوائد الأسهم

F-Statistic	417.4840	Prob F (1.2498)	0.0000
Obs*R-Squared	375.9886	ProbChi-Square (1)	0.0000

المصدر: من إعداد الباحثين بالإعتماد على مخرجات Eviews10

من خلال الجدول رقم (3) يظهر وجود أثر ARCH على بواقي النموذج (1) AR لجميع السلاسل الزمنية الممثلة لعوائد الأسهم، كما نلاحظ قيم Prob Chi-Square أقل من 0.05، ومنه يتم رفض الفرضية العدمية H_0 وقبول الفرضية البديلة H_1 أي أن التباين لبواقي النموذج ليس ثابتا عبر الزمن أي أن البواقي تخضع لنموذج ARCH ولحل هذه المشكلة ينبغي تطبيق نموذج GARCH.

الشكل (2): نتائج تقدير دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الذاتي الجزئي لسوق أبو ظبي للأوراق المالية

Date: 04/23/23 Time: 02:04
Sample: 1 2501
Included observations: 2501

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.050	0.050	6.1395	0.013
		2	-0.000	-0.003	6.1400	0.046
		3	0.067	0.067	17.248	0.001
		4	-0.003	-0.010	17.270	0.002
		5	-0.015	-0.014	17.836	0.003
		6	0.015	0.012	18.435	0.005
		7	0.012	0.012	18.826	0.009
		8	-0.082	-0.082	35.843	0.000
		9	0.054	0.062	43.284	0.000
		10	0.069	0.062	55.296	0.000
		11	-0.036	-0.032	58.468	0.000
		12	0.011	0.007	58.789	0.000
		13	0.010	-0.000	59.061	0.000
		14	-0.026	-0.019	60.808	0.000
		15	0.009	0.012	60.998	0.000
		16	-0.009	-0.022	61.212	0.000
		17	-0.008	0.005	61.391	0.000
		18	-0.061	-0.055	70.651	0.000
		19	-0.008	-0.014	70.827	0.000
		20	-0.022	-0.020	72.075	0.000
		21	-0.053	-0.040	79.033	0.000
		22	-0.002	-0.003	79.041	0.000
		23	-0.038	-0.032	82.644	0.000
		24	0.008	0.017	82.791	0.000

المصدر: من إعداد الباحثين بالإعتماد على مخرجات Eviews10

من خلال الشكل (2) يتضح أن كل التباطؤات الزمنية مفسرة إحصائياً من خلال اختبار ليجانج بوكس، أما شكلي الدالتين فيبدو بشكل واضح أنهما تأخذان شكل دوال الجيب Sine بشكل متناقص، كما يتضح من شكل دالة الارتباط الذاتي الجزئي PACF أن الفترة الثالثة للتباطؤ الزمني خارج مجال الثقة أي أنها ذات معنوية إحصائية ومن ثم يضمحل هذا الأثر، وسلوك شكل دالة الارتباط الذاتي ACF حيث يتضح أن الفترة الثالثة للتباطؤ الزمني خارج مجال الثقة أي أنها ذات معنوية إحصائية ومن ثم يضمحل هذا الأثر، هذه النتائج تجعل من الصعب تحديد مواصفات نموذج ARIMA بدقة من خلال شكل دالتي ACF و PACF.

6. -اختبار الاختيار التلقائي لنموذج ARMA(n,m) في سوق أبوظبي للأوراق المالية

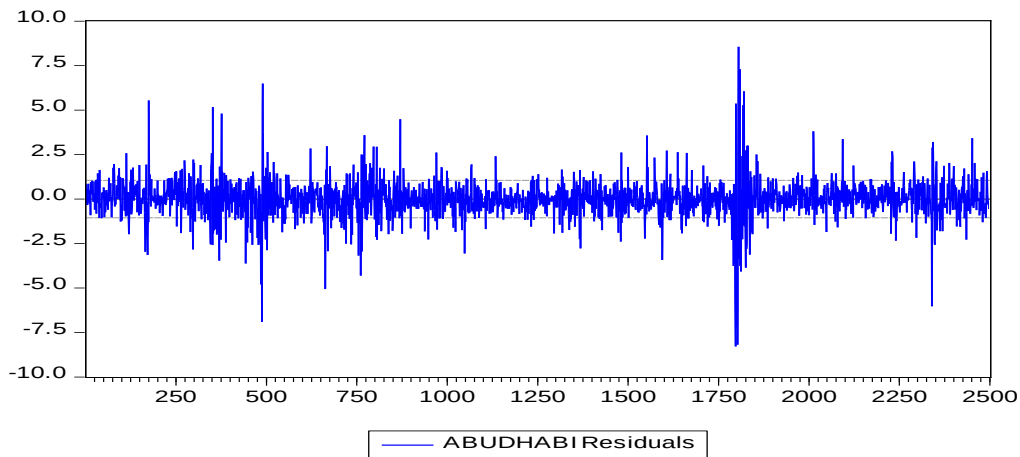
من خلال الجدول (4) يتبين أن نتائج الاختبار أكدت أن النموذج الأفضل حسب معيار شوارز BIC وهانان كوين HQ هو ARMA (3,0) أو بصيغة أخرى AR (3) من بين 3 نماذج تم تقديرها في حين أن معيار أكايك AIC رجح هو الآخر نموذج ARMA (0,1) وبالتالي ومن كل ما سبق ذكره نرجح النتيجة التي خلص إليها معياري شوارز BIC وهانان كوين HQ وأفضل نموذج بالنسبة لبورصة مسقط هو ARMA (3,0) أو بصيغة أخرى AR (3)

الجدول رقم (4): نتائج اختبار الاختيار التلقائي لنموذج ARMA(n,m) في سوق أبوظبي للأوراق المالية

Model	AIC	BIC	HQ
ARMA (3,0)	2.937040	2.944026*	2.939576*
ARMA (0,3)	2.936992*	2.946307	2.940374
ARMA (3,3)	2.937125	2.944111	2.939661

المصدر: من إعداد الباحثين * تشير إلى النموذج الأمثل حسب كل معيار

الشكل (3): سلسلة بواقي نموذج ARMA(3,0) لسوق أبوظبي للأوراق المالية



المصدر: من إعداد الباحثين

الشكل (4): دالتا الارتباط الذاتي والذاتي الجزئي لمربع البواقي لسوق أبو ظبي للأوراق المالية

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.372	0.372	346.38	0.000
		2	0.391	0.294	730.31	0.000
		3	0.437	0.285	1208.5	0.000
		4	0.293	0.032	1423.8	0.000
		5	0.363	0.138	1754.8	0.000
		6	0.301	0.036	1981.6	0.000
		7	0.289	0.057	2190.6	0.000
		8	0.251	-0.020	2348.8	0.000
		9	0.250	0.037	2505.3	0.000
		10	0.157	-0.098	2567.3	0.000
		11	0.216	0.057	2684.7	0.000
		12	0.201	0.027	2786.3	0.000
		13	0.163	0.022	2852.9	0.000
		14	0.095	-0.121	2875.5	0.000
		15	0.141	0.044	2925.7	0.000
		16	0.102	-0.024	2951.7	0.000
		17	0.068	-0.012	2963.5	0.000
		18	0.148	0.065	3018.8	0.000
		19	0.041	-0.038	3023.1	0.000
		20	0.105	0.035	3050.8	0.000
		21	0.080	0.005	3066.7	0.000
		22	0.092	0.066	3088.3	0.000
		23	0.089	-0.007	3108.1	0.000
		24	0.083	0.009	3125.6	0.000

المصدر: من إعداد الباحثين بالإعتماد على برنامج Eviews 10

بالنظر إلى الشكل (4) نجد أن بعض قيم معاملات الارتباط الذاتي والذاتي الجزئي لمربعات البواقي تجاوزت حدي فترة الثقة، أي أن هذه المعاملات لا تساوي أو تؤول إلى الصفر وهذا يشير إلى وجود ارتباط ذاتي بين قيم البواقي

7. -التحقق باستخدام الاختبارات الإحصائية

من أجل التأكد مما توصلنا إليه بيانياً تم إجراء كل من اختبار Ljung-Box لمعرفة مدى ارتباطية البواقي، اختبار ARCH LM-Test من أجل فحص تباث التباين بالإضافة إلى اختبار Jarque-Bera لفحص طبيعة البواقي وأوضح نتائج هذه الاختبارات والمبينة في الجداول التالية:

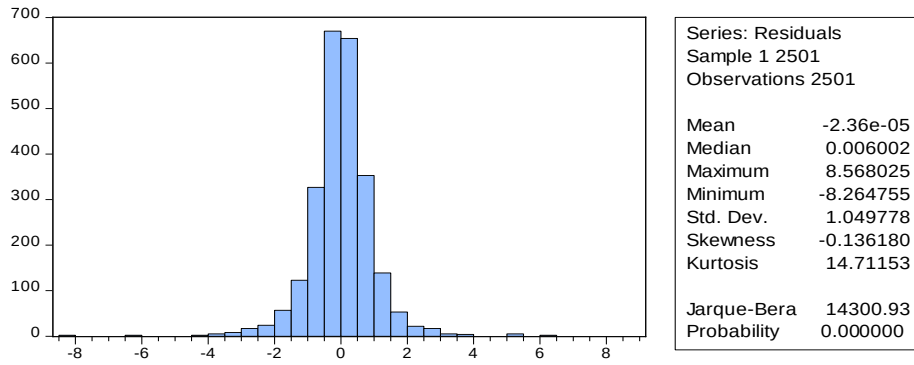
اختبار Ljung-Box كانت قيمة P-Value أقل من 0.05 مما يدل على وجود سبب كاف لرفض $(H_0: p(k)=0)$ وقبول $(H_1: p(k) \neq 0)$ وبالتالي فإن معاملات الارتباط الذاتي لمربع البواقي تختلف معنوياً عن الصفر أي أنه يوجد ارتباط ذاتي بين البواقي.

اختبار ARCH كانت قيمة P Value أقل من 0.05 ولذلك نرفض $(H_0: \alpha_i=0)$ ونقبل $(H_1: \alpha_i \neq 0)$ وهذا دليل على وجود مشكلة عدم تجانس تباين الخطأ (Heteroscedasticity) وبالتالي يوجد تأثير ل ARCH

اختبار Jarque -Bera كتنت قيمة P value أقل من 0.05 وفي هذا دلالة على وجود سبب كاف لرفض الفرضية الصفرية للبواقي (البواقي تتبع توزيعاً طبيعياً: H_0) أي أن البواقي لا تتبع توزيعاً طبيعياً.

نستنتج مما سبق أن نموذج ARMA (3,0) لا يفضل الاعتماد عليه من أجل تمثيل السلسلة الزمنية محل الدراسة، لأنه لا يعتبر النموذج الأمثل لكن نستطيع إدخال تعديلات عليه من أجل تطويره وزيادة من كفاءته، وسنقوم باختيار نماذج ARCH و GARCH من أجل التعامل مع البواقي ودمجها مع نموذج ARMA(3, 0)

الشكل (5): نتائج اختبار Jarque-Bera لبواقي نموذج ARMA(3,0) لسوق أبوظبي للأوراق المالية



المصدر: من إعداد الباحثين بالإعتماد على برنامج Eviews10

8. -اختيار النموذج الهجين

8.1 -اختيار الترتيب الملائم لكل من P و q ضمن نموذج ARIMA(n,d,m)-GARCH(p,q)

يوضح الجدول (5) قيم المعايير (معياري أكايك AIC، معيار شوارز BIC، معيار هانان كويك HQ) لتوليفات مختلفة من (p,q) ضمن نموذج ARMA(3,0)-GARCH(p,q) بالإضافة إلى نموذج ARMA(3,0) بحيث يتم اختيار النموذج الأمثل بالإعتماد على القيم الأقل للمعايير السابقة.

الجدول (5): اختيار الترتيب الملائم (p,q) لسوق أبوظبي للأوراق المالية

الترتيب	(1,1)	(1,2)	(2,1)	(2,2)	ARMA (3,0)	أفضل ترتيب
AIC	2.555290*	2.556053	2.556027	2.556520	2.937040	(1,1)
BIC	2.569646*	2.570040	2.570014	2.572839	2.944026	ARMA (3,0)
HQ	2.559522*	2.561131	2.561105	2.562445	2.939576	(1,1)

المصدر: من إعداد الباحثين بالإعتماد على برنامج Eviews10 * تشير إلى النموذج الذي يتمتع بأقل قيمة للمعيار

من خلال الجدول (5) ووفقاً للمعايير السابقة يتضح أن الترتيب (p=1,q=1) هو الترتيب الملائم وبالتالي فإن النموذج الأمثل هو النموذج ARMA(3,0)-GARCH(1,1)

الجدول (6): نتائج اختبارات تقدير نموذج ARIMA(3,0)-GARCH(1,1) لسوق أبوظبي للأوراق المالية

	ARIMA (3,0) – GARCH (1,1)		
	Coefficient	Z-Statistic	Prob
AR (3)	0.015509	0.704859	0.4809
Variance Equation			
C	0.087229	9.681793	0.0000
RESID (-1) ^2	0.186106	13.21922	0.0000
GARCH (-1)	0.722662	0.020259	0.0000
Akaike	2.555290		
Schwarz	2.566946		
Hannan – Quinn	2.559522		
Durbin -Watson	1.898773		

المصدر: من إعداد الباحثين بالإعتماد على برنامج Eviews10

من خلال الجدول (6) نلاحظ أن معاملات النموذج المقترح ذات دلالة إحصائية عند مستوى معنوية 0.72 حيث أن إحصائيات ستودنت لكل المعالم أكبر تماماً من القيمة الجدولية للتوزيع الطبيعي 1.96، وما يدعم صحة هذا الطرح هو قيم الاحتمالية Prob لكل المعالم والتي تعتبر أقل تماماً من 0.05 .

أما بالنسبة لمعادلة التباين فنلاحظ أن معامل الأخطاء معنوية مما يؤكد وجود أثر ARCH بينما تشير قيمة β البالغة 0.72 إلى أن التباين الناتج عن القيمة المرتفعة للتذبذب سيكون متبوعاً بتباين مرتفع آخر كما أن معاملاً نموذج (1.1) GARCH موجباً ومجموعهما أقل مما يحقق استقرارية النموذج حيث:

$$\alpha + \beta = 0.186106 + 0.722662 = 0.908768 < 1$$

ويدل هذا أن أثر الصدمة لا يتميز بالاستمرارية ويتطلب وقت طويل ليختفي أثرها.

الجدول (7): نتائج اختبارات الأخطاء العشوائية لتقدير نموذج GARCH(1,1) – ARMA(3,0) لسوق أبو ظبي للأوراق المالية

الاختبار	LB (5)	LB (10)	LB (15)	LB (20)	ARCH (5)	ARCH (10)	ARCH (15)	ARCH (20)
قيمة P	0.964	0.373	0.491	0.654	0.9642	0.3793	0.5339	0.6601

المصدر: من إعداد الباحثين بالإعتماد على برنامج Eviews10

من خلال الجدول (7) يتضح من نتائج اختبار Ljung-Box عدم وجود مشكلة الارتباط المتسلسل أو الذاتي إلى غاية فترة الإبطاء 20، كما تشير نتائج اختبار ARCH-LM إلى قبول الفرضية العدمية لهذا الاختبار، بمعنى تأكيد خلو النموذج الجديد من مشكلة عدم تجانس تباين البواقي أو الأخطاء ويدل زوال هذا الأثر على أن نموذج GARCH المقدر فعال ويمكن الاعتماد عليه في اتخاذ القرارات. وبالتالي جودة تخصيص النموذج استناداً على هذا المعيار

2.8- المقارنة بين نموذج ARMA (3,0) ونموذج GARCH (1,1) - ARMA (3,0)

بعد الانتهاء من بناء نموذج ARMA (3,0) والانتهاء أيضاً من اجراء التعديلات عليه والوصول إلى نموذج ARMA(3,0)-GARCH(1,1) الهجين ومن أجل زيادة التأكد من النموذج الأمثل للتنبؤ تم التنبؤ بمئة مشاهدة الأخيرة لعوائد المؤشر العام لسوق أبو ظبي للأوراق المالية (داخل العينة) وذلك من خلال عرض مقاييس دقة التنبؤ للنموذجين من أجل المقارنة بينهما على أساس المؤشرات الإحصائية للتنبؤ RMSE, MAE, MAPE, Variance Proportion, TIC وتختار المؤشرات السابقة النموذج الأمثل على أن النموذج الذي يتحقق فيه أقل قيم لهذه المؤشرات سنقوم بعرض مقاييس دقة التنبؤ للنموذجين من أجل المقارنة بينهما وذلك من خلال الجدول (8)

الجدول (8): معايير دقة التنبؤ للمقارنة بين النموذجين لسوق أبو ظبي للأوراق المالية

النموذج	RMSE	MAE	MAPE	Variance Proportion	TIC
ARMA (3,0)	1.052856	0.681544*	0.708020	0.998626	0.950213
ARMA (3,0) - GARCH (1,1)	1.052391*	0.682176	0.705638*	0.997761*	0.924779*

المصدر: من إعداد الباحثين

حيث يتضح من خلال الجدول لنتائج المقارنة بين أفضلية نموذج $ARMA(3,0)$ ونموذج $GARCH(1,1)$ الهجين تبين أن النموذج الهجين كانت له الأفضلية بصورة واضحة ويعزى ذلك لأنه قد عالج مشكلة غير الخطية التي ظهرت في بواقي النموذج لذلك سيتم الاعتماد عليه

II. نتائج الدراسة

الإحصاءات الوصفية الرئيسية للمعدلات اللوغاريتمية لعائد المؤشرات قيد التحليل واختبار الالتزام بالجدول Jarque- Bera يسمح لنا تحليل الإحصاءات الوصفية بتحديد معظم معدلات العائد التي تم الحصول عليها لها متوسطات يومية إيجابية باستثناء بورصة مسقط، مع أهم انحراف (المخاطر) هو دبي وخصائص عدم التماثل سلبية حيث أن لبورصة مسقط لديها أهم مستويات عدم التماثل، بالإضافة إلى ذلك فإن جميع سلاسل معدلات العائد، وعلامات الدليل على الانحراف من فرضية الحالة الطبيعية لأن، اختبار Jarque-Bera يسمح برفض الفرضية الصفرية للطبيعة (H_0) لصالح الفرضية البديلة (H_1) فرضية عدم التوزيع الطبيعي، أظهرت النتائج رفض فرضية السير العشوائي في شكلها الضعيف في حالة مؤشرات الأسهم، وهكذا تبين النتائج أنه بالنسبة للبيانات التي تم تحليلها، لا تأخذ الأسعار في الاعتبار جميع المعلومات المتاحة، وبالتالي فإن التغيرات في الأسعار ليست كذلك، وهذا يخلق فرصا للمراجعة والعوائد غير الطبيعية انطلاقا من السير العشوائي وكفاءة المعلومات.

كانت نتائج اختبارات جذر الوحدة لديكي فولر الموسع Augmented Dickey-Fuller واختبار فيليبس بيرون Philips-Perron من أجل اختبار استقرارية السلاسل الزمنية في السوق التي تم تحليلها، والتي كشفت أن عوائد الأسهم لسوق عينة الدراسة مستقرة عند المستوى،

اما بالنسبة لاختبار الاستقلالية BDS كانت النتائج أن عوائد الأسهم غير مستقلة فيما بينها ويمكن التنبؤ بعوائد الأسهم في المدى القصير؛

ترد نتائج اختبارات نسبة التباين القائم على إشارة العوائد، التي تم تقدير الإحصاءات للتأخيرات من 2 إلى 16 شهرا مع الأخذ في الاعتبار نتائج اختبار تباين الرتبة، يتم رفض فرضية السير العشوائي وخلصت على أن عوائد الأسهم لسوق الدراسة يمكن التنبؤ بها على المدى القصير.

حرصنا على إيجاد أحسن نموذج قياسي لعوائد المؤشر العام لسوق أبو ظبي للأوراق المالية، حيث درسنا عدة صيغ رياضية مرشحة لنماذج $GARCH(p,q)$ – $ARMA(n,m)$ الهجينة مختلفة حسب (p,q) و (n,m) لنصل بالاستعانة بالمعايير الإحصائية المعروفة (RMSE, MAE, MAPE, Variance Proportion, Tic) في التفضيل إلى:

✓ نموذج $AR(3)$ - $GARCH(1,1)$ أو $ARMA(3,0)$ – $GARCH(1,1)$.

III. خاتمة

في هذه الدراسة نركز على نمذجة وتوقع العوائد اليومية للمؤشر العام لسوق أبو ظبي للأوراق المالية ، من خلال تحديد نموذج ARIMA-GARCH الهجين، نقوم بتحليل سلسلة البيانات وملائمة نموذجنا مع البيانات التاريخية التي تم جلبها من الموقع Investing.com:

يظهر التنبؤ بالنتائج أن نموذج $GARCH(1,1) - ARIMA(3,0)$ المقترح هو نموذج مناسب للتنبؤ بعوائد الأسهم؛ يتم توفير إجراء تحليل البيانات الكامل الذي يتضمن سلسلة من اختبارات الفرضيات وإجراء تركيب النموذج باستخدام معيار AIC في الدراسة، ويتم أيضا توفير نتائج التنبؤ باستخدام نموذج ARIMA-GARCH

في ظل هذه الظروف، تميل معظم الأسواق إلى المبالغة في رد فعلها على المعلومات وتصحيحها في نهاية المطاف سواء كانت أخبار جيدة أو سيئة، ومن المرجح أن تكون الحساسية العالية للأسعار لوصول معلومات جديدة بسبب مناخ التشاؤم وعدم اليقين الذي عاشه المستثمرون خلال الوباء العالمي لعام 2020، بالإضافة إلى ذلك فإن هذا الوضع له أهمية كبيرة للمستثمرين لأنه يعني أنه يمكن التنبؤ بمعدلات العوائد جزئيا، مما يخلق إمكانيات لعمليات المراجعة واحتمال حدوث عوائد غير عادية، على عكس افتراضات المشي العشوائي وكفاءة المعلومات، ومع ذلك لتأكيد عدم كفاءة هذه السوق (في شكلها الضعيف) المحددة في نتائجنا، سيكون من الضروري إثبات وجود عوائد غير طبيعية.

اختبار فرضية الدراسة

✓ بالنسبة لفرضية الدراسة والتي تنص على أن العوائد اليومية لمؤشر سوق أبو ظبي للأوراق المالية غير قابلة للتنبؤ على المدى القصير من خلال عوائدها التاريخية خلال الفترة من 02 جانفي 2013 إلى غاية 28 ديسمبر 2022، فقد وجدنا بناء على نتائج التوزيع الطبيعي أن عوائد الأسهم لا تتبع فرضية السير العشوائي، أكدت ذلك اختبارات جذر الوحدة من خلال استقرارية عوائد مؤشر الأسهم واختبارات الاستقلالية ونسبة التباين وهذا دليل على عدم كفاءة سوق أبو ظبي للأوراق المالية ويمكن التنبؤ بعوائدها المستقبلية من خلال العوائد التاريخية وهذه النتائج ترفض الفرضية المعتمد عليها في الدراسة.

في هذه الدراسة حددنا فقط نموذج ARIMA-GARCH الهجين في المستقبل إذا كنا نرغب في زيادة تحسين دقة التنبؤ بعوائد الأسهم فيمكننا أيضا تجربة طرق أخرى مثل:

✓ إجراء عملية التهجين ما بين النماذج الخطية والنماذج غير الخطية ونذكر منها: هجين بين نموذج التمهيد الأسّي EXP

ونموذج الشبكات العصبية ANN، هجين بين نموذج التمهيد الأسّي EXP ونموذج GARCH، هجين بين نموذج ARIMA ونموذج ANN، هجين بين نموذج ARFIMA ونموذج ANN وهجين بين نموذج ARFIMA ونموذج GARCH.

المراجع

- Dias, R., Heliodoro, P., Hortense, S., Farinha, A. R., Santos, M. C., & Alexandre, P. (2021). Long - Range Dependencies of Euronext Capital Markets: A Dynamic Determined Analysis. 7th International Scientific Conference (p. doi.org/10.31410/ERAZ.S.P.2021.27). serbia: Association of Economists and Managers of the Balkans – Belgrade.
- Dias, R., Teixeira, N., Machova, V., Pardal, P., Horak, J., & Vochozka, M. (2020). Random walks and market efficiency testsM evidence on US, Chinese and European capital markets within the context of the global Covid 19 pandemic. *Oeconomia Copernicana Vol: 11*, 590.
- Fama, E. F., & French, K. R. (1988). Dividend yields and expected stock returns. *Journal of Financial Economics* 22(1), 3-25.
- Luo, Y. (2005). Do insiders learn from outsiders? Evidence from mergers and acquisitions. *Do insiders learn from outsiders? Evidence from mergers and acquisitions*, 60(4), 1951-1982.
- Sun, K. (2017). Equity Return Modeling and prediction Using Hybrid ARIMA-GARCH Model. *International Journal of financial Research vol;8 No:3*, pp. 154-155.
- Vochozka, M., Horak, J., & Krulicky, T. (2020). Innovations in management forecast: time development of Stock prices with neural network. *Marketing and management of innovations*.

الموقع الإلكتروني: Investing.com

الملاحق

الملحق (1): نتائج اختبار ديكي فولر ADF على السلاسل الزمنية لعوائد الأسهم

Null Hypothesis: ABUDHABI has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=26)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-47.55478	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.961715	
5% level	-3.411605	
10% level	-3.127672	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(ABUDHABI)
 Method: Least Squares
 Date: 04/24/23 Time: 01:21
 Sample (adjusted): 2 2501
 Included observations: 2500 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ABUDHABI(-1)	-0.950507	0.019988	-47.55478	0.0000
C	0.042059	0.042079	0.999526	0.3176
@TREND("1")	7.13E-06	2.91E-05	0.244547	0.8068
R-squared	0.475250	Mean dependent var		-0.000217
Adjusted R-squared	0.474830	S.D. dependent var		1.450877
S.E. of regression	1.051431	Akaike info criterion		2.939380
Sum squared resid	2760.450	Schwarz criterion		2.946369
Log likelihood	-3671.225	Hannan-Quinn criter.		2.941917
F-statistic	1130.728	Durbin-Watson stat		1.999570
Prob(F-statistic)	0.000000			

الملحق (2): نتائج اختبار فيليبس بيرون P.P على السلاسل الزمنية لعوائد الأسهم

Null Hypothesis: ABUDHABI has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 13 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-47.70803	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.961715	
5% level	-3.411605	
10% level	-3.127672	

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

Residual variance (no correction)	1.104180
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	1.206969

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(ABUDHABI)
Method: Least Squares
Date: 04/24/23 Time: 01:21
Sample (adjusted): 2 2501
Included observations: 2500 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ABUDHABI(-1)	-0.950507	0.019988	-47.55478	0.0000
C	0.042059	0.042079	0.999526	0.3176
@TREND("1")	7.13E-06	2.91E-05	0.244547	0.8068
R-squared	0.475250	Mean dependent var		-0.000217
Adjusted R-squared	0.474830	S.D. dependent var		1.450877
S.E. of regression	1.051431	Akaike info criterion		2.939380
Sum squared resid	2760.450	Schwarz criterion		2.946369
Log likelihood	-3671.225	Hannan-Quinn criter.		2.941917
F-statistic	1130.728	Durbin-Watson stat		1.999570
Prob(F-statistic)	0.000000			

الملحق (3): نتائج تقدير سلاسل عوائد الأسهم

Dependent Variable: ABUDHABI
 Method: ML ARCH - Normal distribution (BFGS / Marquardt steps)
 Date: 04/24/23 Time: 00:54
 Sample (adjusted): 4 2501
 Included observations: 2498 after adjustments
 Convergence achieved after 20 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.084749	0.016275	5.207364	0.0000
AR(3)	0.015509	0.022004	0.704859	0.4809
Variance Equation				
C	0.087229	0.009010	9.681793	0.0000
RESID(-1)^2	0.186106	0.014078	13.21922	0.0000
GARCH(-1)	0.722662	0.020259	35.67127	0.0000
R-squared	0.000964	Mean dependent var		0.053386
Adjusted R-squared	0.000564	S.D. dependent var		1.052598
S.E. of regression	1.052301	Akaike info criterion		2.555290
Sum squared resid	2763.915	Schwarz criterion		2.566946
Log likelihood	-3186.557	Hannan-Quinn criter.		2.559522
Durbin-Watson stat	1.898773			
Inverted AR Roots	.25	-.12-.22i	-.12+.22i	