

نمذجة السلاسل المالية باستعمال نموذج STGARCH ومقارنته مع نموذج GJR-GARCH

حسين مجيد عبد علي حسين

مديرية تخطيط ديالى، دائرة التنمية الإقليمية والمحلية، وزارة التخطيط، ديالى، العراق.

Email: husseinw49@gmail.com, ORCID: <https://orcid.org/0009-0000-3640-9578>

علي ياسين غني

قسم الإحصاء، كلية الإدارة والاقتصاد، الجامعة المستنصرية، بغداد، العراق.

Email: badrawi66@uomustansiriyah.edu.iq, ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-9128-1965>

المستخلص

تعد السلاسل الزمنية من الموضوعات الإحصائية المهمة ولاسيما السلاسل المالية التي تتميز بالتقلبات العالية مما يعني أن التباين الشرطي في هذه السلاسل غير ثابت ويعتمد على البيانات السابقة، من أهم النماذج المستعملة في نمذجة السلاسل المالية هي نماذج الانحدار الذاتي المشروطة بعدم تجانس التباين، وقد اعتمدت هذه النماذج في دراسات سابقة

وفي هذا البحث قدمت دراسة نماذج (Generalized Autoregressive GARCH Conditional Heteroskedasticity) غير المتماثلة إذ تم اخذ نموذج STGARCH (Smooth Transition GARCH) الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس التباين ذو الانتقال الممهد حيث تم تقديم الانموذج مع شروط الاستقرار وتعريف دوال الانتقال اللوجستية والاسية وتم تقدير معاملات الانموذج ومقارنتها مع نماذج GJR-GARCH GJosten Jagannathan and Runkle GARCH وتوصل البحث بالاعتماد على معايير المفاضلة AIC, BIC, HQ أن نموذج STGARCH كان الأفضل في تمثيل البيانات، إذ تم اخذ سلسلة زمنية تمثل سعر الاغلاق لاسهم مؤشر National Bank of Greece

معلومات البحث

تواريخ البحث:

التقديم: 13 / 07 / 2025

المراجعة: 02 / 11 / 2025

قبول النشر: 12 / 11 / 2025

نشر الكتروني: 01 / 12 / 2025

تسلسل الصفحات: 65 - 77

الكلمات المفتاحية:

السلسلة المالية، STGARCH، GJR-، NBGR، GARCH.

المراسلة:

أسم الباحث: حسين مجيد عبد علي

Email: husseinw49@gmail.com

1. المقدمة

تعد نماذج GARCH هي النماذج الأساسية في دراسة ونمذجة حالات التقلب في السلاسل الزمنية المالية، وذلك بسبب قدرتها على تفسير التقلبات. مع ذلك، تبرز مشكلة لهذه النماذج في افتراضها الرئيس هي تأثير الصدمات على التقلبات تكون متماثلة بصرف النظر عن إشارة أو حجم هذه الصدمات إلا أن هذا الافتراض لا يعكس بدقة السلوك الفعلي للأسواق المالية، ولحل هذه المشكلة تحتاج الأسواق المالية لنماذج أكثر تطوراً لنمذجة خصائص غير الخطية وغير المتماثلة ومن هذه النماذج أنموذج GJR-GARCH الذي يعالج مشكلة تأثير الصدمات السلبية أقوى من الصدمات الإيجابية على الأسواق المالية والانموذج الآخر هو أنموذج (STGARCH) كأداة متقدمة تسمح بانتقالات ممهدة أو انسيابية بين أنظمة التقلب المختلفة حيث تسمح لعملية التقلب بالتحول بين أنظمة متباينة وفقاً لقيم دالة الانتقال التي تكون في اغلب الأحيان دالة انتقال لوجستية ودالة انتقال اسية. تمكن هذه النماذج من تواجدها أنظمة بسيطة للتقلبات، بدلاً من الاقتصار على نظامين فقط (تقلب منخفض أو مرتفع) كما هو الحال في نماذج العتبة. ومن خلال هذا السياق، نبين المشكلة الرئيسة للبحث في تحديد أي النموذجين أكثر فعالية في نمذجة وتفسير والتنبؤ بالتقلبات في السلاسل الزمنية المالية

2. مشكلة البحث

على الرغم من التطور الكبير في نماذج التقلب إلا أن هناك بعض نماذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس التباين لا يمكنها نمذجة وتفسير التقلبات ولاسيما في وجود حالة عدم التماثل والانتقال الممهد بين حالات التقلب لذلك تحتاج هذه الحالات الى نماذج قادرة على تفسيرها ومن هذه النماذج أنموذج STGARCH وانموذج GJR-GARCH.

3. هدف البحث

يهدف البحث الى المقارنة بين أداء أنموذج STGARCH وانموذج GJR-GARCH في نمذجة وتفسير التقلبات في الأسواق المالية مع التركيز على مقدرة كل أنموذج في تفسير عدم التماثل والانتقالات بين التقلبات وتحديد أي أنموذج يكون قادراً على تفسير التغيرات لمفاجئة في التقلبات.

4. الانموذج البسيط ARCH

أنموذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس التباين للأخطاء ARCH الذي قدمه (Robert Engle) في عام 1982 ويعد من أهم النماذج المستعملة في فهم وتحليل التقلبات (Volatility) التي تحصل في السلاسل الزمنية المالية . ويعد هذا الانموذج من النماذج الأساسية في تفسير تغير التباين اللامتجانس الشرطي(Conditional Heteroskedasticity) - مع الزمن، ولاسيما في بيانات السلاسل المالية مثلا أسعار العملات والأسهم التي توجد فيها فترات استقرار والتقلب متبادلة. يتكون الانموذج من متوسط شرطي ثابت وتباين شرطي غير ثابت وتسمى بمعادلة عدم الثبات او التقلب وتكون ممثلة في مربعات الأخطاء التي تعتمد على الفترات السابقة بفترات الى الخلف ، كما موضح في المعادلة أدناه التي تمثل نماذج ARCH .

$$\begin{aligned} Z_t &= \mu + e_t && \text{Mean equation} \\ e_t &= \sigma_t \varepsilon_t && \varepsilon_t \sim iid N(0,1) \\ \sigma_t^2 &= \alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p e_{t-p}^2 \end{aligned} \quad (1)$$

و يكون الأنموذج من الدرجة الاولى عندما $p = 1$ وتكتب معادلة التقلبات على النحو الآتي .

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1}^2 \quad (2)$$

نظرًا لأن $(\alpha_0 > 0)$ و $(\alpha_i \geq 0, i > 0)$ تمثلان معاملات الأنموذج حيث المعادلة (1) تمثل معادلة المتوسط (*Mean equation*) ، فإنه كلما زادت فترات التباطؤ للخلف في التطبيق العملي ممكن أن تظهر بعض المعلمات بقيم سالبة مما يسبب مشكلة في فرضيات الأنموذج. لتجنب هذه المشكلة، يمكن الانتقال إلى الانموذج GARCH (p,q) [3,2,1].

5. الانموذج العام GARCH

قدم Bollerslov عام (1986) أنموذج GARCH هو النسخة الاعم لأنموذج ARCH ويشير الى الانحدار الذاتي الشرطي بتباين غير متجانس شرطي معمم (Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedastic) و أن $p \geq 1, q \geq 1$ تمثل درجات الأنموذج P تمثل الابطأ لمربعات الأخطاء و q تمثل الابطأ للتباين الشرطي ويمكن توضيحه في المعادلة التالية .

$$\begin{aligned} Z_t &= \mu + e_t && \text{Mean equation} \\ e_t &= \sigma_t \varepsilon_t && \varepsilon_t \sim iid N(0,1) \\ \sigma_t^2 &= \alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p e_{t-p}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \dots + \beta_q \sigma_{t-q}^2 \end{aligned} \quad (3)$$

عندما $p = 1, q = 1$ يكون أنموذج GARCH من الدرجة الاولى كما في المعادلة الآتية :

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \quad (4)$$

حيث أن Z_t تمثل سلسلة العوائد (Return Series) وهي سلسلة مستقرة وأن μ يمثل متوسط سلسلة العوائد ، و أن ε_t تمثل متتابعة الاخطاء العشوائية القياسية [1,2,4] .

شرط استقراره الأنموذج $\sum_{i=1}^p \alpha_i + \sum_{j=1}^q \beta_j < 1$ ، $\alpha_0 > 0, \alpha_i \geq 0, \beta_j \geq 0$ وهي معاملات الانموذج ، ويعتمد على دالة التباين الذي يتضمن مربعات الأخطاء المتأخرة (e_{t-i}) والتباين الشرطي المتأخر (σ_{t-j}^2) ضمن المتغيرات المفسرة .

6. أنموذج GJR-GARCH

أنموذج اقترح عام 1993 من قبل (Glosten, Jagannathan and Runkle) الذي يأخذ الحسبان التقلب المفاجئ وغير المتوقع للأحداث وهذا بإدخال متغير مفسر جديد .

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p (\alpha_i e_{t-i}^2 + \gamma_i I_{e_{t-i} < 0} e_{t-i}^2) + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (5)$$

الشرط الكافي لضمان عدم سالبية التباين الشرطي هو $\alpha_0 > 0, \alpha_i \geq 0, \beta_j \geq 0, \gamma_i I_{e_{t-i} < 0}$ هو متغير وهمي خذ القيمة 1 إذا كانت صدمات الفترة السابقة سالبة، والقيمة صفر فيما عدا ذلك

$$I_{e_{t-i} < 0} = \begin{cases} 1, & \text{if } e_{t-i} < 0 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

استجابة التباين لأثر الصدمات الموجبة والسالبة يختلف تبعا لقيم γ إذا كان $\gamma = 0$ فإن أثر الصدمات يكون متماثل أي أن استجابة التباين للصدمات الموجبة والسالبة تكون متماثلة ونكون أمام نموذج GARCH أما إذا كان $\gamma \neq 0$ فإن استجابة التقلبات تجاه الأخبار (الجيدة و السيئة) تكون غير متماثلة . إذا كان $\gamma > 0$ حيث أن أثر الصدمات السالبة (الذي يقاس بـ $\alpha_i + \gamma$) على التقلبات يكون أكبر من أثر الصدمات الموجبة (α) التي تكون بنفس المقدار [5, 6, 7]

7. أنموذج الانتقال الممهد للانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس التباين المعمم

Smooth Transition Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedastic (STGARCH)

هذا الانموذج هو تعميم لنماذج GARCH التقليدية التي تمت مناقشتها سابقا ، حيث يقدم مرونة اكبر في تحديد فترات الابطاء لمربعات الأخطاء والتباينات الشرطية والفكرة الرئيسية من أنموذج STGARCH هو السماح لديناميكية التقلب بالانتقال بسلاسة وتدرجيا بين نظامين او اكثر وعلى العكس من نماذج GARCH التعببية التي تفترض تغيراً مفاجئاً وحادا عند تجاوز عتبة معينة ، أن انموذج STGARCH يستعمل دالة أنتقال لتوضيح الانتقال التدريجي في استجابة التقلب للصدمات (الأخطاء المربعة المتأخرة).

في أنموذج ARCH القياسي، يكون التباين الشرطي دالة خطية من الاخطاء التربيعية السابقة معادلة (2) وفي هذا الانموذج افترض أن α_i ليست ثابتة ، ولكنها دالة بدلالة الاخطاء الماضية ، وفقاً لـ $\alpha_i = \alpha_i(e_{t-i})$ [7,8] هذا يعني ان معادلة التباين الشرطي تكون بشكل الآتي

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i(e_{t-i}) e_{t-i}^2 \quad (6)$$

ويكون شكل الدالة $\alpha_i(e_{t-i})$

(7) عند تعويض معادلة (7) في معادلة (6) نحصل على أنموذج STARCH (الانتقال الممهد للانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس التباين)

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \{\alpha_{1i} + \alpha_{2i}F(e_{t-d})\} e_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (8)$$

حيث أن α_0 و α_{1i} و α_{2i} و β_j تمثل معاملات الأنموذج اما $F(e_{t-d})$ وهي دالة الانتقال وتكون اما لوجستية او اسية هاتان الدالتان ستولدان ديناميكيات مختلفة تماما للتباين الشرطي اما انموذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس التباين العام ذو الانتقال الممهد STGARCH يمكن كتابته بمعادلة (8) [6,8]

دالة الانتقال اللوجستية بالصيغة الآتية:

$$F(e_{t-d}) = (1 + \exp[-\theta e_{t-d}])^{-1} - \frac{1}{2}, \quad \theta > 0 \quad (9)$$

ودالة الانتقال الاسية تكون بالصيغة الآتية:

$$F(e_{t-d}) = 1 - \exp[-\theta e_{t-d}^2], \quad \theta > 0 \quad (10)$$

8. التشخيص

أن بعض السلاسل الزمنية ولاسيما السلاسل المالية تكون غير مستقرة في المتوسط ، اي يكون لها اتجاه عام و تمتلك خاصية عدم الثبات (Volatility) ويمكن تحديد ذلك من خلال الرسم البياني للسلسلة الزمنية ، و لتحقيق استقرارية المتوسط يمكن تحويل السلسلة الزمنية غير المستقرة الى سلسلسة العوائد (Return series) المستقرة وفق المعادلة الآتية [9]:

$$z_t = \ln(x_t) - \ln(x_{t-1}) \quad (11)$$

z_t تمثل سلسلة العوائد و x_t تمثل السلسلة الاصلية في وقت محدد وأن x_{t-1} تمثل السلسلة الاصلية في فترة سابقة ، وسوف نستعمل بعض الاختبارات لمعرفة خصائص سلسلة العوائد [1,2].

1.8 اختبار الاستقرارية (Unit Root Test)

قبل البدء في تحليل السلاسل الزمنية يجب اختبار استقرارية السلسلة لتجنب الوقوع في الانحدار المزيف (Spurious Regression) ، و سوف يتم استخدام اختبار ديكي فولر الموسع (Augmented Dickey-Fuller Test) للتحقق من استقرارية السلسلة من عدمها ويرمز للاختبار أختصاراً بالرمز ADF ويكتب بصيغة الآتية : أن Z_t تمثل سلسلة العوائد ، وأن e_t يمثل الخطأ العشوائي ويكون

$$\Delta Z_t = \alpha + \beta_t + \vartheta Z_{t-1} + \sum_{j=1}^h \delta_j \Delta Z_{t-j} + e_t \quad (12)$$

غير مترابط و Δ يمثل الفرق الاول ، اما معاملات الانموذج هي $(\alpha, \beta_t, \vartheta, \delta_j)$ فيتم تقديرها بطريقة OLS (المربعات الصغرى) [11,10] وأن الفرضية المراد اختبارها

السلسلة لها جذر وحدة (غير مستقرة) $H_0: \vartheta = 0$

السلسلة ليس لها جذر وحدة (مستقرة) $H_1: \vartheta \neq 0$

وتكون احصاء الاختبار كالاتي

$$ADF = \frac{\hat{\vartheta}}{se(\hat{\vartheta})} \quad (13)$$

رفض فرضية العدم H_0 اذا كانت قيمة (p-value) اقل من (0.05) أي أن السلسلة مستقرة ، اما اذا كانت قيمة (p-value) اكبر من (0.05) عدم رفض فرضية العدم اي السلسلة غير مستقرة .

2.8 اختبار ARCH – TEST

يتم التحقق من وجود تأثير ARCH في الأخطاء باستخدام اختبار مضاعف لاكرانج (Lagrange Multiplier) الذي اقترح من قبل (Engle) عام 1982, وهو يعادل احصاء اختبار F, وتقدر الأخطاء وفق المعادلة ($e_t = Z_t - \mu$) فيتم اخذ مربعات الأخطاء للقيام بعملية أنحدار على ثابت وعلى مربعات الأخطاء في فترات سابقة وكما في المعادلة الآتية .

$$e_t^2 = \alpha + \alpha_1 e_{t-1}^2 + \alpha_2 e_{t-2}^2 + \dots + \alpha_p e_{t-p}^2 \quad (14)$$

بأخذ معامل التحديد R^2 الناتج من التقدير (14) وحساب حاصل ضربها مع حجم العينة, وتكون أحصاءة الاختبار كالاتي [1,3,10]

$$LM = NR^2 \sim \chi_p^2 \quad (15)$$

حيث R^2 تمثل معامل التحديد, N تمثل حجم العينة, p تمثل درجة النموذج حيث أن أحصاءة الاختبار تتبع توزيع مربع كاي (Chi – Squarer) بدرجة حرية p .
ليتم اختبار الفرضية الآتية

$$H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_p = 0$$

$$H_1: \alpha_1 \neq \alpha_2 \neq \dots \neq \alpha_p \neq 0$$

أن فرضية العدم تدل على أن الأخطاء متجانسة (homoscedasticity) أي لا يوجد تأثير لـ ARCH أي ان الأخطاء الماضية لا تؤثر على الأخطاء الحالية, اما الفرضية البديلة تنص على أن الأخطاء غير متجانسة (Heteroscedasticity) أي يوجد تأثير ARCH أي أن الأخطاء الحالية تعتمد على الماضي

يتم رفض فرضية العدم إذا كانت قيمة (p – value) أقل من 0.05 او اذ كانت قيمة احصاءة الاختبار اقل من قيمة χ_p^2 (Chi – Squarer) الجدولة أي أنه يوجد تأثير ARCH, اما اذا كانت قيمة (p – value) اكبر من 0.05 لا يتم رفض فرضية العدم أي الأخطاء متجانسة ولا يوجد تأثير ARCH.

3.3 اختبار Ljung – Box Test

يعد اختبار Ljung – box من الاختبارات الاساسية في الكشف عن عشوائية الأخطاء في السلاسل الزمنية وذلك من خلال معامل الارتباط الذاتي (ACF) للأخطاء لعدد من الازاحات وتكون أحصاءة الاختبار بالصيغة الآتية .

$$Q(h) = n(n+2) \sum_{k=1}^h \frac{\hat{p}_k^2}{n-k} \sim \chi_{h-a}^2 \quad (16)$$

h : تمثل عدد الازاحات للارتباط الذاتي n : تمثل حجم العينة a : تمثل عدد المعلمات المقدرة \hat{p}_k^2 : تمثل مربعات معامل الارتباط الذاتي للأخطاء وتكون فرضية الاختبار بالصيغة الآتية

$$H_0: p_k = 0 \quad ; \quad k = 1, 2, \dots, h$$

$$H_1: p_k \neq 0$$

أن فرضية العدم H_0 تنص على أن الأخطاء عشوائية أي لا يوجد تأثير ARCH اما الفرضية البديلة تنص على وجود تأثير ARCH, لا ترفض فرضية العدم إذا كانت قيمة p – value اكبر من 0.05 او اذا كانت قيمة احصاءة الاختبار $Q(h)$ اقل من القيمة الجدولية لـ (Chi – squer) بدرجة حرية (h – a), اما اذا كانت قيمة p – value اقل من 0.05 سوف نرفض فرضية العدم أي يوجد تأثير ARCH. [2,9, 11]

4.4 اختبار Kolmogorov-Smirnov

يعتبر اختبار Kolmogorov-Smirnov من الاختبارات اللامعلمية التي تستخدم لبيان ملائمة العينة للتوزيع المشروط ورمز له برمز K-S, في بعض الحالات يجب معرفة توزيع العينة هل تتبع توزيعاً ما و يتم اختبار فرضية العدم والفرضية البديلة كما يلي .

$$H_0: F(\tilde{z}_t) = F^*(\tilde{z}_t) \quad H_0: F(\tilde{z}_t) \neq F^*(\tilde{z}_t)$$

اذ أن $F^*(\tilde{z}_t)$ تمثل دالة CDF للعينة وأن $F(\tilde{z}_t)$ تمثل دالة التوزيع النظري, وأن حصاءة الاختبار هي عبارة عن أكبر قيمة مطلقة للفرق بين دالة CDF للعينة ودالة التوزيع النظري ويمكن كتابتها بصيغة الآتية [1]

$$D = \sup_{\tilde{z}_t} |F_S(\tilde{z}_t) - F_t(\tilde{z}_t)| \quad (17)$$

وتكون مقارنة قيمة D مع القيمة المناصرة لها من جداول Kolmogorov-Smirnov بمستوى معنوية معين ودرجة حرية معينة ولا يتم رفض فرضية العدم اذا كانت قيمة المحسوبة اقل من القيمة الجدولية.

9. تقدير معاملات الأنماذج

يتم تقدير معاملات الانموذج وفق طريقة (conditional maximum likelihood estimation) حيث يتم التقدير في هذه الحالة عندما تتبع الأخطاء العشوائية بعض التوزيعات .

1.9. تقديرات معاملات نموذج STGARCH عندما تتبع الاخطاء العشوائية التوزيع الطبيعي

عندما يكون الخطأ العشوائي معرفاً بنموذج ST ARCH كما في المعادلة، وأن توزيعه المشروط بالمعلومات الماضية هو e_t/f_{t-1} هو التوزيع الطبيعي بمتوسط يساوي صفر وتباين يساوي σ_t^2 فإن دالة التوزيع سوف تكون بشكل الآتي .
دالة التوزيع الطبيعي

$$f(\vartheta; e_t | f_{t-1}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_t^2}} e^{\left(-\frac{e_t^2}{2\sigma_t^2}\right)} \quad (18)$$

وان دالة الامكان الاعظم

$$L(\vartheta; e_1, \dots, e_n) = \prod_{t=1}^n f(\vartheta; e_t | f_{t-1}) \quad (19)$$

$\vartheta = (\alpha_0, \alpha_{11} \dots \dots \alpha_{1p}, \alpha_{21} \dots \dots \alpha_{2p})$ وتكون معاملات الانموذج متمثلة بالمعادلة الآتية

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \{\alpha_{1i} + \alpha_{2i}F(e_{t-i})\} e_{t-i}^2 \quad (20)$$

وبأخذ اللوغاريتم الطبيعي نحصل على لوغاريتم دالة الامكان الأعظم [5,8]

$$\mathcal{L}(\vartheta) = \sum_{t=1}^n \left(-\frac{1}{2} \ln 2\pi - \frac{1}{2} \ln \sigma_t^2 - \frac{1}{2} \frac{e_t^2}{\sigma_t^2}\right) \quad (21)$$

ولتقدير معاملات نموذج ST ARCH يتم حساب المشتقات الآتية .

$$\frac{\partial \mathcal{L}(\vartheta)}{\partial \vartheta} = \frac{\partial \mathcal{L}(\vartheta)}{\partial \sigma_t^2} * \frac{\partial \sigma_t^2}{\partial \vartheta}$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}(\vartheta)}{\partial \vartheta} = \left(\frac{-1}{2\sigma_t^2} + \frac{e_t^2}{2\sigma_t^4}\right) \frac{\partial \sigma_t^2}{\partial \vartheta} \quad (22)$$

وتكون المشتقات كما يلي

اما مشتقات $\frac{\partial \sigma_t^2}{\partial \theta}$ فنما تعتمد على دالة الانتقال اللوجستية والاسية

$$\frac{\partial \sigma_t^2}{\partial \vartheta} = \left[\begin{array}{c} 1, e_{t-1}^2, \dots, e_{t-p}^2, F(e_{t-d}), e_{t-1}^2, \dots, F(e_{t-d}), e_{t-p}^2, \dots \\ \alpha_{2i} e_{t-1}^2 \frac{\partial F(e_{t-d}, \theta)}{\partial \theta} \dots \alpha_{2i} e_{t-p}^2 \frac{\partial F(e_{t-d}, \theta)}{\partial \theta} \end{array} \right] \dots \quad (23)$$

وبما ان دالتي الانتقال هي قيم غير معرف تحت الصفر ولحل هذه المشكلة اتبع كل من Luukkonen, Saikkonen, and Terasvirta موسعة تايلور لدالتي الانتقال اللوجستية والاسية حول الصفر [6,8]
دالة الانتقال اللوجستية تكون بالشكل الآتي:

$$F(e_{t-d}) = \left(1 + \exp[-\theta e_{t-d}]\right)^{-1} - \frac{1}{2}, \quad \theta > 0$$

$$\frac{\partial \sigma_t^2}{\partial \vartheta} = \left[\begin{array}{c} 1, e_{t-1}^2, e_{t-2}^2, \dots, e_{t-p}^2, \frac{\theta}{4} e_{t-1}^3, \frac{\theta}{4} e_{t-2}^3, \dots, \frac{\theta}{4} e_{t-p}^3 \\ -\alpha_{2i} e_{t-1}^3 \frac{e^{\theta e_{t-i}}}{(1 + e^{\theta e_{t-i}})^2} \dots -\alpha_{2i} e_{t-p}^3 \frac{e^{\theta e_{t-d}}}{(1 + e^{\theta e_{t-d}})^2} \end{array} \right] \quad (24)$$

بالنسبة لأنموذج STGARCH

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \{\alpha_{1i} + \alpha_{2i}F(e_{t-d})\} e_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2$$

مشتقات $\frac{\partial \sigma_t^2}{\partial \theta}$ اذا كانت الدالة لوجستية

$$\frac{\partial \sigma_t^2}{\partial \theta} = \left[1, e_{t-1}^2, e_{t-2}^2, \dots, e_{t-p}^2, \frac{\theta}{4} e_{t-1}^3, \frac{\theta}{4} e_{t-2}^3, \dots, \frac{\theta}{4} e_{t-p}^3, \sigma_{t-1}^2, \sigma_{t-2}^2, \dots, \sigma_{t-q}^2, \right. \\ \left. - \alpha_{2i} e_{t-1}^3 \frac{e^{\theta e_{t-i}}}{(1 + e^{\theta e_{t-i}})^2} \dots - \alpha_{2i} e_{t-p}^3 \frac{e^{\theta e_{t-d}}}{(1 + e^{\theta e_{t-d}})^2} \right. \\ \left. + \sum_{k=1}^q \beta_k \frac{\partial \sigma_{t-k}^2}{\partial \theta} \right] \quad (25)$$

2.9. تقدير معلمات النموذج GJR-GARCH

عندما يكون الخطأ العشوائي معرفاً بنموذج GJR-GARCH كما في المعادلة، وأن توزيعه المشروط بالمعلومات الماضية هو e_t/f_{t-1} هو التوزيع الطبيعي بمتوسط يساوي صفر وتباين يساوي σ_t^2 فإن دالة التوزيع سوف تكون بالشكل الآتي .
دالة التوزيع الطبيعي معرفة بالمعادلة (18) ودالة الإمكان الأعظم معرفة بالمعادلة (19)
 $\theta = (\alpha_0, \alpha_i, \gamma_i, \beta_j)$ وتكون معلمات النموذج متمثلة بالمعادلة الآتية:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p (\alpha_i e_{t-i}^2 + \gamma_i I_{e_{t-i} < 0} e_{t-i}^2) + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (26)$$

وبأخذ اللوغاريتم الطبيعي (\log) نحصل على لوغاريتم دالة الإمكان الأعظم

$$\mathcal{L}(\theta) = \sum_{t=1}^n \left(-\frac{1}{2} \ln 2\pi - \frac{1}{2} \ln \sigma_t^2 - \frac{1}{2} \frac{e_t^2}{\sigma_t^2} \right). \quad (27)$$

ولتقدير معلمات النموذج GJR-GARCH يتم حساب المشتقات الآتية .

$$\frac{\partial \mathcal{L}(\theta)}{\partial \theta} = \frac{\partial \mathcal{L}(\theta)}{\partial \sigma_t^2} * \frac{\partial \sigma_t^2}{\partial \theta}$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}(\theta)}{\partial \theta} = \left(\frac{-1}{2\sigma_t^2} + \frac{e_t^2}{2\sigma_t^4} \right) \frac{\partial \sigma_t^2}{\partial \theta} \quad (28)$$

أما مشتقات $\frac{\partial \sigma_t^2}{\partial \theta}$ للمعلمات الأربعة تكون بشكل الآتي [5,6]

$$\frac{\partial \sigma_t^2}{\partial \theta} = \left[1, e_{t-1}^2, e_{t-2}^2, \dots, e_{t-p}^2 I_{e_{t-1} < 0} e_{t-1}^2, I_{e_{t-2} < 0} e_{t-2}^2, \dots, I_{e_{t-p} < 0} e_{t-p}^2, \sigma_{t-1}^2, \sigma_{t-2}^2, \dots, \sigma_{t-q}^2, \right. \\ \left. + \sum_{k=1}^q \beta_k \frac{\partial \sigma_{t-k}^2}{\partial \theta} \right] \quad (29)$$

$$t = 1, 2, \dots, n ; i = 1, 2, \dots, p ; j = 1, 2, \dots, q$$

نلاحظ عدد المعادلات غير الخطية الناتجة ($p+q+1$) لذا يتم استخدام الطرق العددية للتقدير، والحصول على $\hat{\theta}_i$ بعد i^{th} من التكرارات أن $(\hat{\theta}_{i+1})$ يتم تقديرها من الصيغة الآتية .

$$\hat{\theta}_{i+1} = \hat{\theta}_i + I_{\theta\theta}^{-1}(\theta_i) \left(\frac{\partial \mathcal{L}(\theta)}{\partial \theta} \right) (\theta_i) \quad (30)$$

$\hat{\theta}_i$: تقدير θ في الدورة i $\hat{\theta}_{i+1}$: تقدير θ في الدورة $i+1$

تعرف $I_{\theta\theta}$ بمصفوفة معلومات فيشر (Fisher information matrix) وهي القيمة المتوقعة السالبة لمصفوفة (Hessian matrix) .

3.9. معايير اختيار النموذج

هنالك ثلاثة معايير مهمة في مرحلة اختيار النموذج الأفضل وتحديد رتبته والمقارنة بين النماذج، لنفس عينة البيانات المستخدمة، وهذه المعايير هي معيار معلومات اكيكي (AIC) ومعيار معلومات شوارتز (SIC) ومعيار المعلومات حنان – كوين (H – Q) ، تستخدم هذه المعايير بعد مرحلة تقدير معلمات النموذج وقبل مرحلة التنبؤ، فهي تساعد في تلافى اختيار الرتبة الأعلى وتؤدي الى زيادة في التباين او اختيار رتبة اقل وتؤدي الى عدم الاتساق.

1.3.9 معيار معلومات اكاكي (AIC) Akaike Information criterion

أقترح هذا المعيار من قبل الباحث Akaike عام 1973 ويعرف بالرمز AIC يستخدم لاختيار أفضل نموذج من بين النماذج المقدره المتمثلة لنفس العينة من البيانات سوى كانت لنفس التوزيع او لتوزيعات مختلفة وكذلك اختيار رتبة النموذج وأن صيغة معيار AIC تكون كالآتي [12] .

$$AIC = -\frac{2}{n} \ln(Likelihood) + \frac{2a}{n} \quad (31)$$

يتم اختيار الأنموذج الملائم الذي يقابل اقل قيمة للمعيار.

2.3.9 معيار معلومات شوارتز (SIC) Schwarz Information criterion

أقترح هذا المعيار من قبل الباحث Schwarz عام 1978 ويسمى في بعض الاحيان بمعيار بيز ويرمز له برمز SIC وتكون صيغة هذا المعيار كالآتي .

$$AIC = -\frac{2}{n} \ln(Likelihood) + \frac{2a \ln(n)}{n} \quad (32)$$

اذ يتم اختيار الانموذج الافضل الذي يقابل اقل قيمة للمعيار.

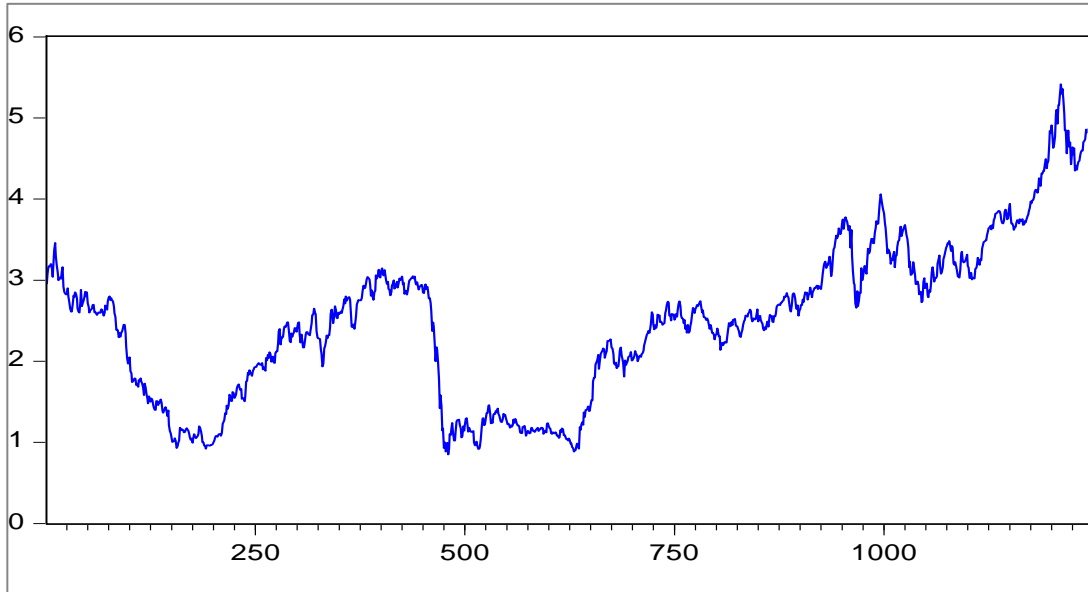
3.3.9 معيار المعلومات حنان - كوين (H-Q) Hannan-Quinn Criterion

تم اقتراح هذا المعيار من قبل الباحثين Hannan and Quinn عام 1979 و يستخدم هذا المعيار كأسلافه من المعايير في اختيار افضل أنموذج وتحديد رتبة الانموذج اذ يرمز له برمز (H-Q) وأن صيغة هذا المعيار تكون كالآتي .

$$H - Q = \frac{-2 \ln(Likelihood)}{N} + \frac{2a \ln(\ln(n))}{N} \quad (33)$$

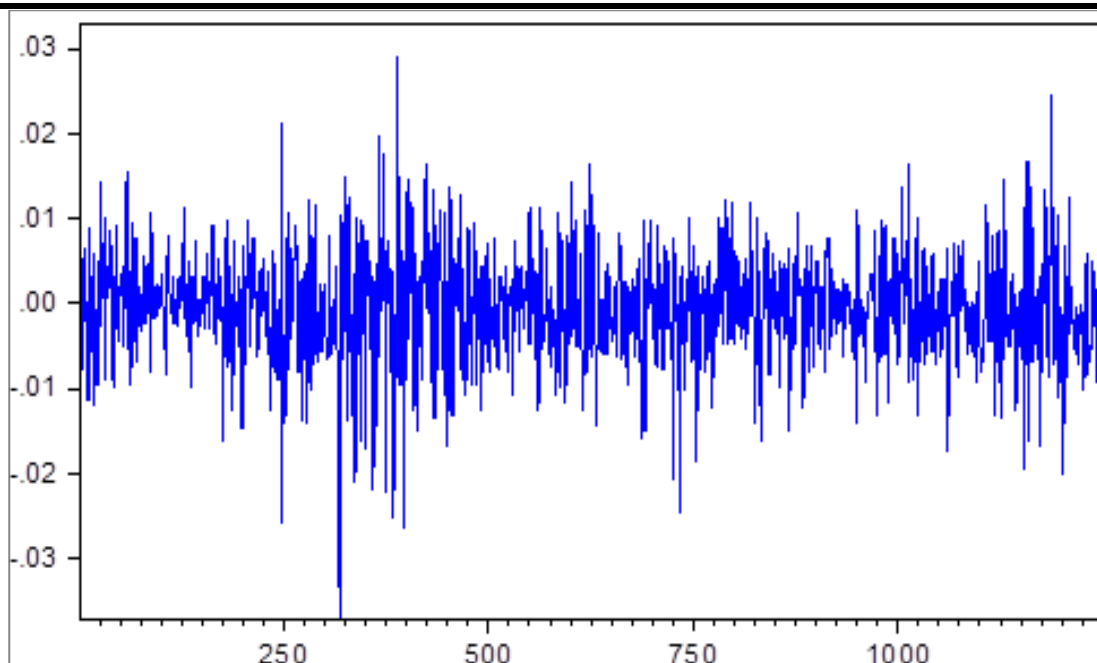
10. الجانب التطبيقي

تم جمع عينة يومية لسعر الاغلاق لاسهم مؤشر (NBGr) National Bank of Greece، حيث بلغت عدد المشاهدات 1245 مشاهدة، من الفترة 16 ابريل 2018 الى الفترة 24 ابريل 2023 مع استبعاد أيام توقف التداول وتم استعمال برنامج WIN RATS PRO 11. وقد تم رسم السلسلة الزمنية للمشاهدات الخاصة لسعر الاغلاق لاسهم مؤشر (NBGr) National Bank of Greece، وكما موضح في الشكل الآتي .



شكل (1) يمثل رسم السلسلة الزمنية لبيانات سعر الاغلاق لاسهم مؤشر NBGr

نلاحظ من الشكل (1) أن السلسلة الزمنية لسعر الاغلاق لاسهم مؤشر (NBGr) National Bank of Greece كانت غير مستقرة ولجعل السلسلة مستقرة سوف نقوم بحساب سلسلة العوائد لبيانات السلسلة الاصلية كما موضح في المعادلة (11)، إذ أن الشكل (2) يمثل سلسلة العوائد .



الشكل (2) يمثل رسم سلسلة العوائد لبيانات سعر الاغلاق لاسهم مؤشر NBGr.

ويتبين من الشكل (2) أن السلسلة مستقرة في المتوسط ولتأكد من ذلك نستخدم اختبار الاستقرارية او ما يسمى اختبار جذر الوحدة.

1.10 اختبار البيانات

1- يتم استعمال اختبار جذر الوحدة اختبار (Augmented Dickey Fuller) لمعرفة إذا كانت سلسلة العوائد مستقرة ام لا وتم الحصول على نتائج الاختبار كما موضح في الجدول الآتي .

جدول (1) اختبار جذر الوحدة (Augmented Dickey Fuller) لسلسلة العوائد

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-39.64534	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.433198	
5% level	-2.862684	
10% level	-2.567425	

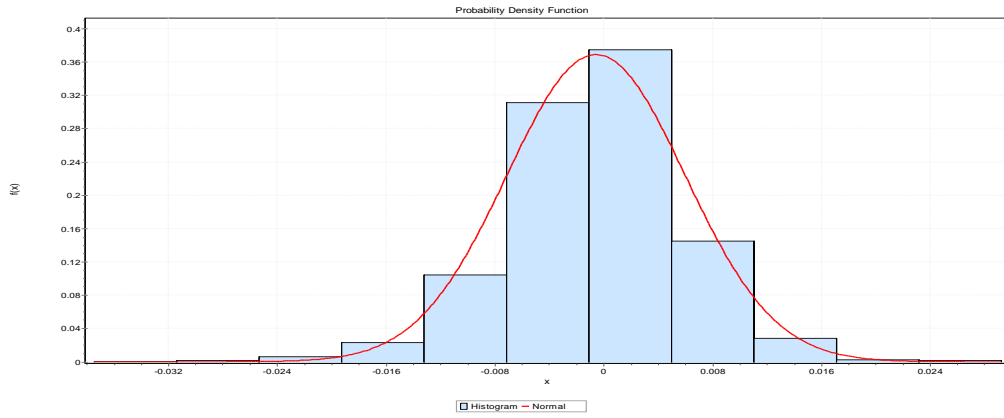
من النتائج الظاهرة في جدول (1) يتضح أن قيمة p – value كانت صغيرة جداً وتساوي 0.0000 اذ يتم رفض فرضية العدم وبذلك نتأكد أن سلسلة العوائد لسلسلة سعر لاغلاق لاسهم شركة تسلا كانت مستقرة .

2 – لأختبار وجود تأثير ARCH في الاخطاء (البواقي) ويتم ذلك من خلال اختبار (Lagrange Multiplier), اذ تم الحصول على النتائج الآتية الموضحة في الجدول (2) .

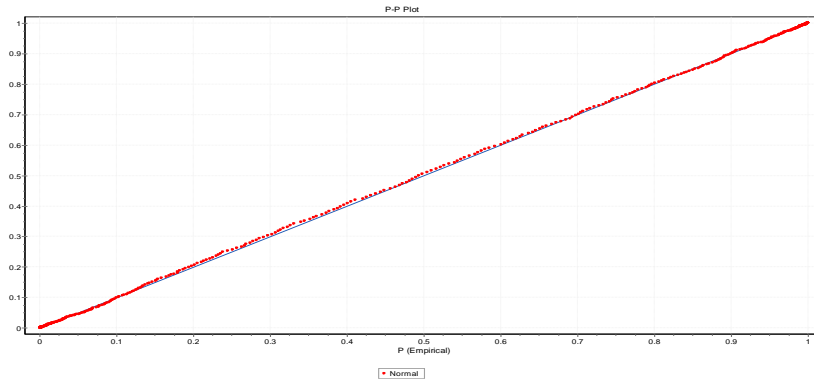
جدول (2) اختبار ARCH Test لسلسلة العوائد

Lag	ARCH TEST	P value	decision
5	5.537	0.00005	Reject H0
10	5.886	0.00000	Reject H0
15	4.543	0.00000	Reject H0

النتائج الظاهرة في جدول (2) لفترات الابطاء الثلاث (5, 10, 15) و كانت قيمة p – value في هذه الفترات صغيرة جداً وتساوي صفر , وبذلك نرفض فرضية العدم أي أن اخطاء لسلسلة عوائد سلسلة العوائد لبيانات سعر الاغلاق لاسهم مؤشر NBGr يوجد فيها تأثير ARCH. بعد اختبار وجود تأثير ARCH ننقل الى تحديد التوزيع الدقيق لسلسلة العوائد من خلال برنامج EasyFit 5.6 اذ رسم المدرج التكراري مع منحنى توزيع GED كذلك الى الرسم البياني الاحتمالي (p-p plot) وفضلاً عن ذلك فأن نتائج اختبار K – S .



شكل (3) يمثل رسم المدرج التكراري مع منحنى توزيع الطبيعي لسلسلة العوائد



شكل (4) يمثل رسم البياني الاحتمالي - الاحتمالي لسلسلة العوائد

جدول (3) اختبار Kolmogorov-Smirnov

Kolmogorov-Smirnov					
Sample Size	1243				
Statistic	0.03008				
P-Value	0.20661				
Rank	7				
a	0.2	0.1	0.05	0.02	0.01
Critical Value	0.03043	0.03469	0.03852	0.04306	0.0462
Reject?	No	No	No	No	No

نلاحظ من الشكلين (3) و (4) وكذلك من النتائج الظاهرة في جدول (3) لأختبار $K - S$ تؤكد أن توزيع سلسلة العوائد لبيانات سعر الاغلاق لاسهم مؤشر NBGr تتبع التوزيع الطبيعي .

بعد التأكد من التوزيع الدقيق للسلسلة العوائد تتم عملية تقدير نماذج STGARCH , GJR-GARCH , بأعتماد أن خطأ سلسلة العوائد يتبع توزيع طبيعي , تمت عملية التقدير باستخدام برنامج WinRAST11 , و الجدول الآتي يمثل نتائج التقدير .
جدول (4) يمثل المعلمات المقدرة للنموذجين

	STGARCH(1,1)		GJR-GARCH(1,1)	
		p-value		p-value
α_0	0.00629521	0.002	0.014283936	0.007
α_{1i}	0.03866217	0.008	0.099602697	0.002
γ / α_{2i}	0.03166547	0.004	0.040493041	0.0034
β_j	0.95276932	0.000	0.873843633	0.000
θ	15.19203124	0.001	-	

جدول (5) يمثل معايير اختيار النماذج الأفضل

	GJR-GARCH	STGARCH
Log Likelihood	1198.3567	1198.3737
AIC	-1.9340	-1.9356
BIC	-1.954	-1.960
HQ	-1.942	-1.945

من خلال النتائج الموضحة في الجدول (4) تم ملاحظة أن جميع القيم الاحتمالية لمعاملات النماذج هي معنوية , ومن خلال معلمي α_2 / γ لكل انموذج هذا يؤكد على خاصية عدم التماثل , بالنسبة لأنموذج STGARCH حيث كانت التي تمثل معلمة الأخطاء المربعة التي تم تعديلها بدالة الانتقال تظهر حساسية أكثر للتغير في حجم الأخطاء اما معلمة دالة الانتقال θ كانت كبيرة وهذا يدل على أن الانتقال سريع وحاد بين التقلب المنخفض والعالي ,

11. مرحلة اختيار افضل أنموذج

في هذه المرحلة يتوجب تحديد الأنموذج الأفضل وذلك على اساس المعايير الثلاثة وهي معيار AIC SIC, H-Q , وفق لهذه المعايير أتضح من خلال النتائج الظاهرة في الجدول (5) أن قيمة المعايير الثلاثة على التوالي للأنموذج STGARCH أقل من معايير أنموذج GJR GARCH , وذلك يعني أن (-) STGARCH هو افضل أنموذج .

12. فحص الأنموذج

اختبار الأنموذج الملائم الذي كان STGARCH عندما يتبع الخطأ التوزيع الطبيعي يجب التأكد من ملائمة الأنموذج ويتم ذلك باستخدام اختبار ARCH – TEST و اختبار Ljung – box وتم الحصول على نتائج اختبار ARCH الموضحة في الجدول الآتي .

جدول (6) اختبار ARCHTEST بعد عملية التقدير

lag	ARCH TEST	P value
5	0.817	0.53785
10	1.440	0.15697
15	1.122	0.33058

تبين من النتائج اعلاه في جدول (5) بعد اخذ نفس فترات الابطاء وهي (3,6,9) أن قيمة p-value اكبر من 0.05 اي لا يتم رفض فرضية العدم التي تنص على عدم وجود تأثير ARCH اي تم ازالة تأثير عدم تجانس التباين المشروط . كما يؤكد ذلك نتائج اختبار Ljung – box الموضحة في الجدول الآتي .

جدول (7) اختبار Ljung – box بعد عملية التقدير

lag	Ljung – box	p-value
5	1.3802	0.904
10	3.7015	0.992
15	10.974	0.439

وعليه أن افضل أنموذج يكتب بصيغة الآتية

$$\sigma_t^2 = 0.00629521 + \sum_{i=1}^p \{0.03866217 + 0.03166547F(e_{t-d})\} e^2 + \sum_{j=1}^q \beta_{0.95276932j} \sigma_{t-j}^2$$

$$F(e_{t-d}) = (1 + \exp[-15.19203124e_{t-d}])^{-1} - \frac{1}{2}, \quad \theta > 0$$

11. الاستنتاجات

استنتج الباحث من خلال دراسة مقارنة انموذج STGARCH عندما تكون دالة الانتقال لوجستية افضل في التقدير من أنموذج GJR-GARCH وتبين ذلك من خلال معايير AIC, BIC, HQ بالإضافة الى LOGL التي تمثل تعظيم دالة , أظهرت الدراسة أن النماذج الانتقالية السلسة قادرة على تفسير التحولات في مستوى التقلب بشكل أفضل من النماذج غير المتماثلة التقليدية, لاسيما في فترات عدم الاستقرار .

12. التوصيات

1. بتطبيق أنموذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس التباين ذو الانتقال الممهد (STGARCH) على التوزيعات المستمرة غير التوزيع الطبيعي .
2. تطبيق أنموذج STGARCH عندما تكون دالة الانتقال اسية او دوال انتقال أخرى .
3. بدراسة نماذج ST GARCH وتقدير معلماتها بطرق التقدير الأخرى غير طريقة الامكان الاعظم سواء كانت طرائق معلميه او لا معلميه .

13. مواد تكميلية

(لا يوجد) .

14. مساهمات المؤلفين

حسين مجيد عبد علي : كتابة وتصميم للجنب النظري والعملية للبحث، علي ياسين غني : تفسير النتائج.

15. التمويل

(لا يوجد).

16. بيان توافر البيانات

تم الحصول على البيانات اليومية من موقع <https://www.investing.com/equities/natl.-bank-gr>

17. شكر وتقدير

(لا يوجد)

18. تضارب المصالح

يُعلن المؤلفون عدم وجود أي تضارب في المصالح.

References

- [1] Al-Moussawi, J. K., & Ghani, A. Y. (2016). Study of the ARMA-GARCH model when the error follows the Laplace distribution and its comparison with the normal distribution. *Journal of Administration and Economics* ,
- [2] Abd-Ali, H. M., & Ghani, A. Y. (2020). Estimating parameters of the GARCH model with hyperbolic cutoff distribution: An application. *Journal of Administration and Economics*.(123) , 422-433.
- [3] Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica: Journal of the econometric society*, 987-1007. <https://doi.org/10.2307/1912773>
- [4] Bollerslev, T. (1986) Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity "Journal of Econometrics , Vol.31, pp . 307-327. DOI: 10.1016/0304-4076(86)90063-1 .
- [5] Glosten, L. R., Jagannathan, R., & Runkle, D. E. (1993). On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. *The Journal of Finance*, 48(5), 1779-1801. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1993.tb05128.x>
- [6] Hagerud, G. E. (1997). A smooth transition GARCH model. Research Report, Department of Economic Statistics, Stockholm School of Economics.
- [7] M.A Abdul Rahim, S.M Zahari, SSR Shariff, 2018, Variance Targeting Estimator for GJR-GARCH under Model's Misspecification, *Sains Malaysiana* 47 (9), 2195-2204 . DOI:10.17576/JSM-2018-4709-30
- [8] Gonzalez-Rivera, G. (1998). "Smooth-Transition GARCH Models." *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 3(2), 1-20 . DOI: 10.2202/1558-3708.1041
- [9] Tsay, R., (2002), " Analysis of Financial Time Series, " John Wiley & Sons, Canada. doi/pdf/10.1002/0471264105.
- [10] Nidhaledine Ben Cheikha, Younes Ben Zaiedb, Julien Chevallierc ,2020 ,Asymmetric volatility in cryptocurrency markets: New evidence from smooth transition GARCH models ,*Finance Research Letters*Volume 35, July 2020, 101293. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2019.09.008>
- [11] Zivot, E. (2009). Practical issues in the analysis of univariate GARCH models. In *Handbook of financial time series* (pp. 113-155). Berlin, Heidelberg: Springer Berlin Heidelberg. 5 978-3-540-71297-8/10.1007
- [12] Chu, J., Chan, S., Nadarajah, S., & Osterrieder, J. (2017). GARCH modelling of cryptocurrencies. *Journal of Risk and Financial Management*, 10(4), 17. [10.3390/jrfm10040017](https://doi.org/10.3390/jrfm10040017)

المصادر

- [1] أ. د. جواد كاظم الموسوي & م. علي ياسين غني. (2016). دراسة نموذج ARMA-GARCH عندما يتبع الخطأ توزيع Laplace ومقارنته مع التوزيع الطبيعي. *مجلة الإدارة والاقتصاد*, (109), 262-274.
- [2] حسين مجيد عبد علي & أ. م. د. علي ياسين غني. (2020). تقدير معاملات نموذج GARCH لتوزيع القاطع الزائدي مع التطبيق. *Journal of Administration and Economics*, (123), 422-433.
- [3] إنغل، ر. ف. (1982). التغيرات الشرطي الذاتي مع تقديرات لتباين التضخم في المملكة المتحدة. *إيكونوميترىكا: مجلة الجمعية الاقتصادية القياسية*, 987-1007. <https://doi.org/10.2307/1912773>
- [4] بولرسليف، ت. (1986). التغيرات الشرطي المعمم ذاتيًا. *مجلة الاقتصاد القياسي*, 31, 307-327. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(86\)90063-1](https://doi.org/10.1016/0304-4076(86)90063-1)
- [5] جلوسن، ل. ر.، جاجاناثان، ر.، ورونكل، د. إ. (1993). العلاقة بين القيمة المتوقعة وتقلب العائد الاسمي الزائد على الأسهم. *مجلة التمويل*, 48(5), 1779-1801. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1993.tb05128.x>
- [6] هاجيرو، ج. إ. (1997). نموذج GARCH الانتقالي الناعم. *تقرير بحثي، قسم الإحصاء الاقتصادي، كلية ستوكهولم للاقتصاد*.
- [7] عبد الرحيم، م. أ.، زهاري، س. م.، و شريف، س. س. ر. (2018). مقدر استهداف التباين لنموذج GJR-GARCH تحت عدم ملاءمة النموذج. *ساينس ماليزيانا*, 47(9), 2195-2204. <https://doi.org/10.17576/JSM-2018-4709-30>
- [8] غونزاليس-ريفييرا، ج. (1998). نماذج GARCH الانتقالية الناعمة. *دراسات في الديناميكيات غير الخطية والاقتصاد القياسي*, (2), 1-20. <https://doi.org/10.2202/1558-3708.1041>
- [9] تساي، ر. (2002). تحليل السلاسل الزمنية المالية. *جون وايلى وأولاده*. <https://doi.org/10.1002/0471264105>
- [10] بن شيخة، ن.، بن زيد، ي.، و شوفالبي، ج. (2020). التقلب غير المتماثل في أسواق العملات الرقمية: أدلة جديدة من نماذج GARCH الانتقالية الناعمة. *رسائل أبحاث التمويل*, 35, 101293. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2019.09.008>

- [11] زيفوت، إ. (2009). قضايا عملية في تحليل نماذج GARCH أحادية المتغير. في: تي. أندرسن، آر. ديفيس، جيه. كريس، و تي. ميكوش (محررون)، دليل السلاسل الزمنية المالية (ص. 113–155). برلين: سبرينغر. https://doi.org/10.1007/978-3-540-71297-8_5.
- [12] تشو، ج، تشان، س، ناداراجا، س، و أوستيريدر، ج. (2017). نمذجة GARCH للعملات الرقمية. مجلة إدارة المخاطر والتمويل، 10(4)، 17. <https://doi.org/10.3390/jrfm10040017>

<https://doi.org/10.31272/jae.i150.1455>

<https://admics.uomustansiriyah.edu.iq>

P-ISSN: 1813-6729 E-ISSN: 2707-1359

JAE



Modelling Financial Series Using the STGARCH Model and Comparing it with the GJR-GARCH Model

Hussein Majeed AbdAli Hussein

Diyala Planning Directorate, Dept. of Regional & Local Development, Ministry of Planning, Diyala, Iraq.

Email: huseinw49@gmail.com, ORCID: <https://orcid.org/0009-0000-3640-9578>

Ali Yassin Ghani

Dept. of Statistics, College of Administration & Economics, Mustansiriyah University, Baghdad, Iraq.

Email: badrawi66@uomustansiriyah.edu.iq, ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-9128-1965>

Article Information

Article History:

Received: 13 / 07 / 2025

Revised: 02 / 11 / 2025

Accepted: 12 / 11 / 2025

Available Online: 01 / 12 / 2025

Pages no: 65 – 77

Keywords:

NBGR Index, STGARCH, GJR-GARCH Financial Series.

Correspondence:

Researcher name:

Hussein Majeed AbdAli

Email: huseinw49@gmail.com

Abstract

Time series are considered an essential statistical topic, especially financial series that are characterised by high volatility, which means that the conditional variance in these series is not constant and depends on previous data. One of the most important models used in modelling financial series is the autoregressive model conditional on heteroscedasticity. These models have been adopted in previous studies. This research presents a survey of asymmetric GARCH models. The STGARCH model was employed as an autoregressive conditional heteroscedasticity model with a smoothed transition. The model was offered with stability conditions and the definition of logistic and exponential transition functions. The model parameters were estimated and compared with the GJR-GARCH model. The research concluded, based on the comparison criteria, that the STGARCH model was the most effective in representing the data, as a time series was used that defines the closing prices of the shares in the National Bank of Greece index.

