

استخدام نماذج الانحدار الذاتي مشروط بعدم تجانس التباين GARCH للتنبؤ بالعائد اليومي لأسعار الذهب

Use of Autoregressive Conditional Heteroscedasticity(GARCH) to predict daily gold price returns

م.م علي عبدالزهره حسن

L.Assis.Ali A.Hassan

كلية الادارة والاقتصاد /جامعة كربلاء

College of Administration and
Economics/University of Karbala

ali.hassan@uobasrah.edu.iq

أ.د شروق عبدالرضا سعيد

Proof-D. Shrook A.S. Al-Sabbah

كلية الادارة والاقتصاد /جامعة كربلاء

College of Administration and
Economics/University of Karbala

shorouq.a@uokerbala.edu.iq

الملخص

تكمّن أهمية البحث في استعمال نماذج الانحدار الذاتي مشروط بعدم تجانس التباين بتقلبات سعر الاغلاق اليومي للذهب عالميا للفترة (2017-2020) ومن تلك النماذج ARCH , GARCH, EGARCH, GARCH-M , TGARCH وتم التشخيص عن طريق استعمال اختبارات خاصة بوجود مشكلة (Heteroscedasticity) وبعد ذلك تُقدّر هذه النماذج باستعمال طريقة الإمكان الأعظم (M.L.E) وبعدها يجري فحص ملاءمة الانموذج عن طريق بعض الاختبارات الخاصة ويجري بعدها اختيار الانموذج الأفضل بناءً على بعض المعايير مثل (AIC , SIC , H-Q) ومعنوية المعلمات المقدرة وبعد اختيار الانموذج الملائم يجري فحص مدى ملائمته للتنبؤ عن طريق الاختبارات (MAE, S.E , T) ، استعمل البرنامج الاحصائي Eviews – 9 في استخراج النتائج ومن نتائج التطبيق على البيانات المدروسة يجري الوصول الى افضل انموذج للتنبؤ بتقلبات أسعار الذهب وهو TGARCH(2,1) .

Abstract:

The importance of research into the use of Autoregressive Conditional Heteroscedasticity models of the variation in the world daily closure price for the period 2017_2020, include of those models ARCH , GARCH, EGARCH, GARCH- M , TGARCH , And then diagnose by using tests of the heterogeneity problem, And then these models are estimated using the maximum likelihood method (M.L.E), The fitness of the model is then checked by special tests and the best model is then selected by(AIC,SIC,H-Q) And the significance of the estimated parameters, Once the appropriate model has been selected, its suitability is checked for prediction through tests (MAE, S.E , T) , the statistical program was used Eviews – 9 in extracting the results and results of the application on study data , the Best model for predicting gold price fluctuations has been found it TGARCH(2,1).

1-1- المقدمة:

تتميز بعض المتغيرات الاقتصادية بخاصية التقلبات (Volatility) اذ تعرّف هذه الخاصية حصول تقلبات خارج المؤلف وتكون هذه التقلبات غير محبذة من قبل صناع القرار او المستثمرين وفي الآونة الأخيرة دخل موضوع السلاسل الزمنية مجالات واسعة في التطبيق ومنها على الخصوص المجالات الاقتصادية وبالذات السلاسل المالية كأسعار الأسهم وأسعار النفط وأسعار الذهب... الخ ، والتعامل مع هذه المتغيرات يتطلب وجود مخاطرة قد تحصل نتيجة أرباح او خسائر غير متوقعة ونتيجة لهذه التقلبات ظهرت نماذج تحاول تفسير هذه التقلبات ومنها (ARCH , GARCH, EGARCH, GARCH- M , TGARCH) والهدف من هذه النماذج هو نمذجة التقلبات (التباين الشرطي) اذ تسمى النماذج التي تتعامل مع هذا النوع من التباين بأسرة نماذج ARCH.

وسوف يجري التطرق اليها في هذا البحث بالتفصيل عن طريق تطبيقها على البيانات الخاصة بسعر الاغلاق اليومي للذهب عالميا وللفترة من 2017/1/1 ولغاية 2020/12/31 حيث شهدت هذه الفترة الكثير من التقلبات بسبب الظروف الصحية التي شهدها العالم بسبب ظهور وباء (Covid-19) وهبوط أسعار النفط أيضا مما أدى الى تأثر الأسواق بشكل كبير .

وجرى تحليل السلسلة الزمنية واختبارها و توصل الى افضل نموذج لتمثيل هذه البيانات بالاعتماد على معايير المفاضلة بين النماذج وكذلك جرى الاعتماد على معايير أخرى تخص ملاءمة النموذج للتنبؤ ، وتم الاعتماد على البرنامج الاحصائي Eviews-9 في الجانب التطبيقي للحصول على النتائج .

1-2- مشكلة البحث:

تمكن المشكلة في وجود تقلبات في سعر الاغلاق اليومي الخاص بالذهب عالميا نتيجة عدم الاستقرار في الظروف التي رافقتها خلال السنوات (2017-2020) عينة البحث .

1-3- هدف البحث :

يهدف البحث الى مقارنة بين عدة أنواع من نماذج الانحدار الذاتي مشروط عدم تجانس التباين والوصول الى النموذج الملائم منها لوصف التغيرات والتقلبات التي تحصل في أسعار الذهب (سعر الاغلاق اليومي) وكذلك استعمال النموذج الملائم في التنبؤ مستقبلا.

2- الجانب النظري

سوف يجري التطرق في هذا الجانب الى اهم المفاهيم التي تخص النماذج المستعملة في البحث ويجري التطرق أيضا الى طرائق التحليل والاختبار للسلاسل الزمنية للوصول الى الانموذج الملائم الذي يمكن استعماله في التنبؤ

2-1-1 مفاهيم أساسية

2-1-2 مفهوم عدم الثبات (volatility)

هو تغير في تباين السلسلة الزمنية في الزمن وان هذا التعبير يطلق عليه بعدم التجانس (Heteroscedastic) ويحدث في السلاسل الزمنية ذات التكرارات العالية كالقرارات اليومية لأسعار اقفال الأسهم او أسعار الصرف للعملة في سوق الأوراق المالية .. الخ .(4)

2-1-2-2 سلسلة العائد: Return series

يمكن التعبير عنها رياضيا بانها الفرق بين اللوغاريتم الطبيعي للسعر الحالي (p_t) مطروحا منه اللوغاريتم الطبيعي للسعر السابق (p_{t-1}). وكما في الصيغة الاتية (4)

$$Y = \ln(p_t) - \ln(p_{t-1})$$

2-1-2-2 المخاطرة :

تدل المخاطرة التعرض الى خسارة او ضرر ناتجة عن انحراف العائد المتحقق عن العائد المتوقع لوقوع بعض الاحداث غير المرغوب فيها .

2-2-2 أنواع نماذج الانحدار الذاتي مشروط عدم تجانس التباين

2-2-2-1 نماذج الانحدار الذاتي مشروط بعدم تجانس التباين ARCH(P)

Autoregressive Conditional Heteroscedasticity

تأخذ هذه النماذج بنظر الاعتبار حالة عدم الاستقرارية او عدم ثبات التباين والهدف من هذه النماذج هو نمذجة التباين ويطلق عليها اختصارا ARCH . (5,8)

اذ إن :

AR: تدل على انموذج انحدار ذاتي مع فترات ابطاء له (P).

CH: تدل على التباين المشروط ويعتمد على الفترات السابقة $t-1$.

ويعبر عن الانموذج بالصيغة الاتية :

$$Y_t = \mu + \varepsilon_t \quad (1) \quad \dots$$

$$= \sigma_t v_t \quad ; \quad v_t \sim iid N(0, 1) \quad \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2 \quad (2) \quad \dots$$

اذ إن :

Y_t : تمثل سلسلة العائد (Return series) وهي سلسلة غير مرتبطة (uncorrelated)

μ : يمثل متوسط سلسلة العائد

V_t : سلسلة مستقرة ومتماثلة التوزيع وتتبع التوزيع الطبيعي القياسي بمتوسط (0) وتباين (1)

ε_t : بواقي سلسلة العائد

ويطلق على معادلة (1) بمعادلة المتوسط (Mean equation) والمعادلة (2) بمعادلة عدم الثبات (Volatility equation) ويمكن إعادة صياغة المعادلة (2) بالصورة الآتية :

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (3..)$$

إذا إن :

$\alpha_0, \alpha_1, \dots, \alpha_p$: تمثل معاملات النموذج وتأخذ قيما موجبة لكل قيم $i=1, 2, \dots, p$

وعندما $p=1$ فيكون النموذج ARCH(1) وهو حالة خاصة ، عند التعويض في المعادلة (3) نحصل على :

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 \quad (4...)$$

2-2-2 نماذج الانحدار الذاتي المعمم مشروط بعدم التجانس GARCH(p,q)

Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity

إنّ التوسع في قيم (p) من أنموذج ARCH(P) ينتج قيما سالبة لمعاملات الانموذج α_i وذا يناقض فرضيات الانموذج التي يجب أن تكون موجبة ولمواجهة هذه المشكلة اقترح انموذج آخر يدعى أنموذج GARCH(p,q) جرى اقتراحه من قبل (Bollerslov -1986) الذي يكون أكثر تعميما وانه يتطلب الكثير من المعلمات لتصف عملية عدم التجانس في السلسلة الزمنية بصورة أدق . (11,2)

ويمكن كتابة أنموذج GARCH(p,q) بالصيغة الآتية:

$$Y_t = \mu + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t = \sigma_t v_t \quad ; \quad v_t \sim iid N(0, 1)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2 + B_1 \sigma_{t-1}^2 + \dots + B_k \sigma_{t-q}^2 \quad (5)$$

ويمكن إعادة صياغة المعادلة (5) بالصورة الآتية:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q B_j \sigma_{t-i}^2 \quad (6..)$$

اذ إن:

($\alpha_0 > 0$) و ($\alpha_i \geq 0 ; i = 1, \dots, p$) و ($B_j \geq 0 ; j = 1, \dots, q$) تمثل معاملات النموذج ، المعلمة (p) تمثل درجة رتبة الأوساط المتحركة لأنموذج ARCH ، والمعلمة (q) تمثل رتبة الارتباط الذاتي لأنموذج GARCH .

وعندما $p=1$ ، $q=1$ فان النموذج GARCH(1,1) هو حالة خاصة ، عند التعويض في المعادلة (7) نحصل على الصيغة الآتية :

$$7. (\dots = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + B_1 \sigma_{t-1}^2 \sigma_t^2)$$

ويعرف التباين غير المشروط لـ ε بالصيغة الآتية :

$$\sigma_t^2 = \frac{\alpha_0}{1 - \sum_{i=1}^p \alpha_i - \sum_{j=1}^q B_j}$$

وإن الشرط الضروري لكي تكون المعادلة مستقرة هو :

$$\dots (8) \sum_{i=1}^p \alpha_i + \sum_{j=1}^q B_j < 1$$

2-2-3 نماذج الانحدار الذاتي المعمم في المتوسط مشروط عدم التجانس GARCH-M (p,q)

in Mean Model Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity

يعد الانموذج GARCH-M (p,q) أحد نماذج عدم التجانس ويستعمل غالبا في البيانات المالية ذات المخاطرة المتوقعة ويمكن التعبير عنه بالصيغة الآتية: (4)

$$Y_t = \mu + \theta \sigma_t^2 + \varepsilon_t \dots (9)$$

Or

$$Y_t = \mu + \theta \sigma_t + \varepsilon_t \dots (10)$$

Or

$$Y_t = \mu + \theta \text{Log } \sigma_t^2 + \varepsilon_t \dots (11)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q B_j \sigma_{t-i}^2 \dots (12)$$

إذا إن :

θ : تمثل معلمة المخاطرة الاستثنائية في معادلة المتوسط المعادلة (9) ويمكن استعمال الانحراف المعياري (σ_t) او لوغاريتم التباين ($\text{Log } \sigma_t^2$) بدلا من التباين (σ_t^2) كما موضح في المعادتين 10 و 11 . والمعادلة (12) تمثل الصيغة العامة لأنموذج .

2-2-4 نماذج الانحدار الذاتي المعمم الاسي مشروط عدم التجانس EGARCH (p,q)

Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedastic Model

جرى اقتراحه من قبل نيلسون Nelson (1991) ، تعد هذه النماذج من أولى النماذج التي تسمح بعدم تناظر في تأثير الصدمات ، اذ تتميز بإدخال اللوغاريتم على التباين الشرطي التي تسمح بتجنب القيود الإيجابية على المعلمات (α_i , β_i) ويعبر عن الانموذج بالصيغة الآتية: (4)

$$Y_t = \mu + \varepsilon_t$$

$$= \sigma_t v_t \quad ; \quad v_t \sim iid N(0, 1) \varepsilon_t$$

$$\text{Log } \sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{j=1}^q B_j \text{Log } \sigma_{t-j}^2 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + \sum_{k=1}^r \gamma_k \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \quad \text{..(13)}$$

لاحظ أن الجانب الايسر هو لوغاريتم التباين الشرطي وهذا يدل على تأثير الرفع هو الاسي وليس التربيعي وإن توقعات التباين الشرطي مضمنه لتكون غير سلبية

2-2-5 نماذج الانحدار الذاتي المعمم العتبة مشروط عدم التجانس TEGARCH (p,q)

Model Threshold Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedastic

في هذه النماذج جرى تعويض الشكل المربع لنماذج (GARCH) بدالة خطية على قطع وكل قطعة تضم صدمات لها نفس الطبيعة وهذا يسمح بالحصول على دوال ذات تقلبات مختلفة وهذا حسب إشارة وقيمة الصدمة ، يمكن التعبير عنها بالصيغة الآتية: (4)

$$Y_t = \mu + \varepsilon_t$$

$$= \sigma_t v_t \quad ; \quad v_t \sim iid N(0, 1) \varepsilon_t$$

$$) 4.... (1 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p (\alpha_i + \gamma_i d_{t-1}) \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q B_j \sigma_{t-i}^2 \sigma_t^2$$

يمكن إعادة كتابة المعادلة (14) بالصورة الآتية:

$$) 5.... (1 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{k=1}^r \gamma_k d_{t-i} \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q B_j \sigma_{t-i}^2 \sigma_t^2$$

$$\text{Where: } d_{t-i} = \begin{cases} 1 & \text{if } \varepsilon_{t-i} < 0 \\ 0 & \text{if } \varepsilon_{t-i} > 0 \end{cases}$$

اذ إن :

d_{t-1} : متغير وهمي (dummy variable)

2-3- الترخيص : (Identification)

يتم ترخيص الانموذج في هذه المرحلة استنادا الى البيانات الأولية وذلك عن طريق رسم السلسلة الاصلية اذ يمكن معرفة استقرارية السلسلة من الرسم البياني خاصة عدم الاستقرارية في الوسط ويتم معالجة عدم الاستقرارية في الوسط عن طريق تحويل السلسلة الاصلية غير المستقرة (سلسلة الأسعار) الى سلسلة العائد وذلك عن طريق التحويل الاتي (1,4)

$$Y_t = \ln(p_t) - \ln(p_{t-1}) \quad \dots (16)$$

اذ إن:

Y_t : تمثل سلسلة العائد (return series) في الزمن t .

P_t : يمثل السعر (price) في الزمن t .

ويمكن اجراء الترخيص لنماذج الانحدار الذاتي مشروط عدم تجانس التباين عن طريق الاختبارات الاتية:

2-3-1- اختبار ARCH-Test

وهو من اهم الاختبارات الذي اوجده العالم Engle عام 1982 ويركز هذا الاختبار على مضاعف لاكرانج (LM)

(6) Multiplication Lagrange

$$LM \rightarrow x^2$$

تحت الفرضية

H_0 : Arch عدم وجود مشكلة لوجود لأثر

H_1 : وجود أثر ARCH

إن قبول الفرضية البديلة H_1 يبين وجود أثر ARCH

أما كيفية إجراء الاختبار كالاتي :

- حساب البواقي مع اخذ مربع البواقي $(\xi_t)^2$

- تقدير معالم الانحدار

$$\xi_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \xi_{t-i}^2$$

حيث p يمثل فترات المعنوية (وتكون $p=3$ كحد أقصى)

- حساب إحصاء مضاعف لاكرانج $LM = n R^2$

حيث n عدد المشاهدات و R^2 : معامل التحديد للمعادلة السابقة

$$R^2 = \frac{ESS}{TSS}$$

TSS: مجموع المربعات الكلي ، ESS: مجموع المربعات الموضحة من قبل خط الانحدار

ويكون القرار عندما:

$$LM > x^2(p)$$

او قيمة (P-Value) اقل من مستوى المعنوية (0.05) نرفض H_0 ونقبل H_1
اي إنَّ الأنموذج من نوع ARCH. اي إنَّ السلسلة الزمنية ممكنة للتمثيل بنموذج ARCH.

2-3-2- اختبار احصاءة (L- B) : Ljung- Box Test

هو من الاختبارات الأكثر شيوعا لفحص مدى ملاءمة النموذج باستخدام معاملات الارتباط الذاتي ACF وهي احصاءة Q (Pierce & Box) على وفق الصيغة الاتية (6)

$$7)1Q = n \sum_{k=1}^L \rho_k^2(\hat{\epsilon}) \sim \chi^2_{(L-m)} \dots($$

وكذلك طور الباحثان Box & Ljung عام 1978 الاختبار آنف الذكر وتوصلا الى اختبار أكثر كفاءة وخاصة للعينات الصغيرة وكما في الصيغة الأتية:

$$8)1Q = n(n+2) \sum_{k=1}^L \frac{\rho_k^2}{n-k} \sim \chi^2_{(L-m)} \dots\dots($$

حيث إن:

n: حجم العينة

L: يمثل اكبر فترة إبطاء لـ k

m: عدد المعلمات المقدرة في النموذج

ρ_k^2 : يمثل مربع معامل الارتباط المقدر لسلسلة بواقى الانموذج ويحسب من الصيغة:

$$\hat{\rho}_k^2 = \frac{\sum_{t=i+1}^T (\hat{u}_t^2 - \hat{\sigma}_t^2) (\hat{u}_{t-1}^2 - \hat{\sigma}_{t-1}^2)}{\sum_{t=1}^T (\hat{u}_t^2 - \hat{\sigma}_t^2)^2}$$

ويكون القرار بمقارنة Q المحتسبة مع قيمة $\chi^2_{(L-m)}$ وبدرجة حرية $L - m$ ومستوى معنوية α فإذا كانت Q $< \chi^2_{(L-m)}$ فيجري قبول فرضية العدم H_0 اي إنَّ معاملات الارتباط الذاتي للبقاى تتوزع عشوائيا وإنَّ النموذج المشخص ملائم .

4-2- التقدير: Estimation

حسب فرضيات التوزيع الطبيعي المتعلقة بالبقاى (ϵ_t) ، وعلى فرض انها تخضع للأنموذج ARCH(P) اذ تأتي مرحلة التقدير بعد تحديد الأنموذج المقترح المشخص، هناك عدة طرق للتقدير وسنتناول أهمها وهي طريقة الإمكان الأعظم المشروطة (Conditional Maximum Likelihood Estimation)

حيث إن دالة التوزيع الطبيعي (2,6)

$$F(\epsilon_t / F_{t-1}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_t^2}} \exp\left(-\frac{1}{2} \frac{\epsilon_t^2}{\sigma_t^2}\right) \dots(19)$$

ويمكن أن تكتب دالة اللوغاريتم الطبيعي (L) لمتجه المعلمات

$$\theta = (\alpha_0, \alpha_1, \dots, \alpha_p)$$

بالصيغة الآتية :

$$L(\theta) = \sum_{t=1}^n I_t(\theta)$$

حيث إنّ لوغاريتم الإمكان الأعظم المشروط لمتجه المعلمات θ هو:

$$I_t(\theta) = \ln f(\varepsilon_t / F_{t-1})$$

وبعد تطبيق الشرط الضروري بإجراء الاشتقاق يمكن الحصول على مقدرات الإمكان الأعظم حيث يتم الحصول على θ_j باستعمال طرق التكرار العددي بعد n^{th} من التكرارات وان θ_{j+1} يتم حسابها بالصيغة الآتية :

$$\theta_{j+1} = \theta_j + I_{\theta\theta}^{-1}(\theta_j) \left(\frac{\partial L}{\partial \theta} \right) (\theta_j) \dots \dots \dots (20)$$

وعندما $\rho = 1$ أي الأنموذج ARCH(1)

$$\theta = (\alpha_0, \alpha_1)$$

$$Y_t = \mu + \varepsilon_t$$

$$= \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 \sigma_t^2$$

$$\varepsilon_t = Y_t - \mu = \sigma_t V_t \quad ; \quad V_t \sim iid N(0, 1)$$

ودالة الإمكان الاعظم هي:

$$L_t(\mu, \alpha_0, \alpha_1 / Y_t, I_{t-1}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_t^2}} \exp\left(-\frac{1}{2} \frac{\varepsilon_t^2}{\sigma_t^2}\right) \dots \dots \dots (21)$$

نحصل على متجه المعالم المقدرة للتباين الشرطي بعد تطبيق شرط الدرجة الأولى من التعظيم لدالة اللوغاريتم للإمكان الأعظم ، بنفس الأسلوب يمكن تقدير النماذج الأخرى TGARCH و GARCH, EGARCH, GARCH- M ولكن الاختلاف فقط في قيم متجه المعالم θ .

2-5 - معايير اختيار رتبة النموذج:

اقترح بعض الباحثين عددا من المعايير لتحديد الأنموذج الأفضل عندما يتبع الخطأ العشوائي التوزيع الطبيعي اذ جرى التطرق لها في العديد من الدراسات والبحوث، وفيما يأتي بعض من هذه المعايير: (1,2)

2-5-1 - معيار معلومات اكيائي (AIC)

(Akaike's Information Criterion)

اقترح هذا المعيار من قبل العالم الرياضي الياباني هيترو اكيائي وعرف باسمه ويعد من المعايير المهمة لتحديد رتبة الأنموذج الأمثل ويرمز له اختصاراً (AIC) .

وتكون صيغة المعيار AIC بدلالة مقدار تباين الخطأ كما يأتي: (1,9)

$$AIC(p) = n \ln (\hat{\sigma}^2) + 2p \dots\dots\dots(22)$$

اذ إن :

P: رتبة نموذج الانحدار الذاتي

n: حجم العينة (عدد المشاهدات المقابلة لعدد البواقي)

$\hat{\sigma}_e^2$: تقدير تباين الخطأ على وفق طريقة الامكان الاعظم.

وتكون الرتبة المثالية للأنموذج عندما تكون قيمة المعيار AIC اقل ما يمكن.

2-5-2- معيار معلومات شوارز : (SIC)

(Schwarz Information Criterion)

اقترح شوارز (Schwarz) معياراً سمي بـ (Schwarz Information Criterion) ويرمز له اختصاراً بـ (SIC) ويعد الأفضل من المعايير في اختيار النماذج وصيغته : (1,2)

$$SIC(P) = n \log \sigma_{\varepsilon}^2 + p \log n \dots(23)$$

اذ إن :

σ_y^2 : تباين السلسلة.

2-5-3- معيار حنان وكوين (H-Q) :

Hannan & Quinn Criterion

اقترح الباحثان حنان وكوين معياراً جديداً لتحديد رتبة الأنموذج سمي باسميهما ويرمز له اختصاراً (H-Q) ويعبر عنه بالصيغة الاتية : (1,2)

$$H - Q(P) = \ln \hat{\sigma}_e^2 + 2 p C \ln (\ln n) / n \dots(24)$$

اذ إن :

c: تمثل مقدار ثابت بحيث $c > 2$

وعند ثبات الرتبة فان الحد الثاني للصيغة أعلاه ينخفض بأسرع مقدار ممكن بسبب اللوغاريتم المتكرر ويكون الأنموذج الملائم الذي يعطي اقل قيمة للمعيار $H - Q (p)$.

2-6- اختبار التوزيع الطبيعي

يستعمل اختبار Jarque - Bera في معرفة توزيع بواقي الانموذج المقدر كونها تتوزع توزيعاً طبيعياً أو غير ذلك وصيغة إحصاء الاختبار هي : (6,2)

$$JB = \frac{n}{6} (S^2 + \frac{1}{4} (K - 3)^2) \dots(25)$$

اذ إن :

n: عدد المشاهدات

S: معامل الالتواء (Skewness)

K: معامل التقلطح (kurtosis)

حيث تكون الفرضيات كالاتي :

H_0 : البواقي تتوزع توزيعاً طبيعياً

H_1 : البواقي لا تتوزع توزيعاً طبيعياً

عندما تكون قيمة المؤشر ($K=3$) يدل على أن السلسلة تتبع التوزيع الطبيعي وعندما تكون القيمة اكبر من 3 يدل على أن التوزيع يتحيز بقيمة اعلى من التوزيع الطبيعي ، كذلك المؤشر S عندما يكون مساوي للصفر فانه دلالة على التوزيع الطبيعي للسلسلة الزمنية .

2-7- - اختبارات استقرارية السلسلة (اختبار جذر الوحدة)

يمكن استخدام هذه الاختبارات لاختبار استقرارية البواقي للأنموذج المعني. ومن أهم هذه الاختبارات هو:

2-7-1 - "اختبار ديكي - فوللر الموسع" : Augmented Dickey-Fuller test (ADF)

إن الاختبار قائم على فرضية أن السلسلة الزمنية متولدة بواسطة عملية الانحدار الذاتي (Autoregressive (AR) process) ، يعد اختبار " ديكي - فوللر الموسع (ADF) من اهم الاختبارات المستخدمة لاختبار استقرار السلاسل الزمنية وتحديد درجة تكاملها ، ويعتمد هذا الاختبار على ثلاثة عناصر للتأكد من مدى استقرارية السلاسل الزمنية أو عدم استقراره وهي (1) صيغة النموذج المستخدم (بدون ثابت ، وجود ثابت، وجود ثابت واتجاه) و(2) حجم العينة (n) و(3) مستوى المعنوية (α) ، وسوف يجري استخدام الصيغة الاوسع للأنموذج والتي تحتوي على الحد الثابت والاتجاه الزمني كما يأتي (7):

$$\Delta Y_t = C + \beta Y_t + \lambda Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \dots\dots\dots (7)$$

اذ إن :

P : رتبة النموذج

$\varepsilon_t \sim iid N(0,1)$: الخطأ العشوائي بحيث

ΔY_t : تشير إلى الفرق الأول للسلسلة Y_t ، حيث : $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$

ΔY_{t-i} : تشير إلى الفرق الأول للسلسلة (Y_{t-i}) ، حيث : $\Delta Y_{t-i} = Y_{t-i} - Y_{t-i-1}$

وإذا كان حد الخطأ (ε_t) في الانموذج المذكور يعاني من الارتباط الذاتي (Autocorrelation) فيمكن أن يصحح بإضافة عدد مناسب من حدود الفرق المبطاء إلى المعادلة (26) ، و يلاحظ هنا إن هذه المشكلة سوف تخفني بعد إدراج

عدد مناسب من الفروق، اذ تصبح (ε_t) غير مرتبطة ذاتيا وتتميز بالخواص المرغوبة (white noise) التشويش الأبيض اذ تتوزع توزيعا طبيعيا بمتوسط صفر وتباين مقداره واحد.

وتتمثل فروض الاختبار لجميع الصيغ المذكورة كالآتي:

الفرضية البديلة: عدم وجود جذر الوحدة (السلسلة مستقرة) $H_0 : \lambda = 0$
 الفرضية البديلة: عدم وجود جذر الوحدة (السلسلة مستقرة) $H_1 : \lambda < 0$

يجري هذا الاختبار بحساب قيمة تاو ديكي فوللر $(\tau^* \lambda)$ الموسع وفق الصيغة التالية:

$$(\tau^* \lambda) = \frac{\hat{\lambda}}{s_{\hat{\lambda}}} \dots \dots \dots 27 =$$

حيث إن:

λ : معلمة المتغير المبطن لفترة واحدة Y_{t-1} .

S_{λ} : الانحراف المعياري لهذه المعلمة.

والقرار يكون بمقارنة القيمة المحسوبة لـ $(\tau^* \lambda)$ مع القيمة الجدولية لديكي و فوللر (Dickey and Fuller)، او بالاعتماد على قيمة (P-value) فكلما كانت القيمة اصغر من مستوى المعنوية يجري رفض فرضية العدم أي إن السلسلة خالية من جذر الوحدة وبذلك تكون مستقرة.

2-8- التنبؤ: Forecasting

بعد تحديد النموذج الملائم عن طريق مراحل التشخيص والتقدير واختبار ملائمة النموذج وتحديد رتبة النموذج ليجري استخدامه في التنبؤ للقيم المستقبلية، وهي الخطوة الأخيرة من خطوات تحليل ودراسة نماذج السلاسل الزمنية هناك معايير للتنبؤ لبيان فعالية وكفاءة الانموذج والذي يملك اقل قيمة لهذه المعايير ومن بين هذه المعايير:

معايير أخطاء التنبؤ:

هناك عدة معايير متبعه لقياس مقدار الخطأ المصاحب لنموذج التنبؤ المستخدم، لكشف فعالية وكفاءة النموذج عن طريق اختيار النموذج الذي يملك اقل قيمة لهذه المعايير ومن بين هذه المعايير (6,4).

2-8-1- متوسط الخطأ المطلق MAE (Mean Absolute Error)

ويحسب بقسمة مجموع الانحرافات المطلقة للقيم الحقيقية عن القيمة المقدرة على عدد الفترات وذلك حسب العلاقة الاتية:

$$(4,6)$$

$$MAE = \frac{\sum |Y_t - \hat{Y}_t|}{n} \dots (28)$$

اذ إن:

Y_t : القيمة الحقيقية ، \hat{Y}_t : القيمة المقدرة

2-8-2- الانحراف المعياري (SE) (Standard Error)

ويمثل الجذر التربيعي لمتوسط مربع الأخطاء ويعد من اهم المقاييس المستعملة لانه يعد مقياسا لمدى قرب المعلمة المقدرة من المعلمة الحقيقية ويحسب بموجب العلاقة الاتية (4,6)

$$SE = \sqrt{\frac{\sum(Y_t - \hat{Y}_t)^2}{n}} \quad \dots(29)$$

2-8-3- معامل تايل Theil Coefficient

ويعد من المعايير الشائعة في قياس دقة وكفاءة التنبؤ للنموذج ويحسب بالصيغة الاتية: (4,6)

$$T^2 = \frac{\sum(S_i - d_i)^2 \div n}{\sum d_i^2 \div n}$$

$$T = \sqrt{\frac{\sum(S_i - d_i)^2}{\sum d_i^2}} \quad \dots(30)$$

اذ إن :

T : معامل تايل

S_i : التغيير في القيم المقدرة .

d_i : التغيير في القيم الحقيقية .

وكلما كانت قيمة T صغيرة ارتفعت القدرة التنبؤية للنموذج فعندما :

$T = 0$: تكون القيم التنبؤية تامة وصحيحة 100%.

$T > 1$: هناك شك في قدرة النموذج على التنبؤ .

$0 < T < 1$: هناك قدرة تنبؤية عالية كلما تقترب الى الصفر .

2-8-4- متوسط الخطأ النسبي المطلق (MAPE) Mean Absolute Percentage Error

يجري حساب هذا المعيار وفق الصيغة الاتية: (6)

$$MAPE = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \left| \frac{Y_t - \hat{Y}_t}{Y_t} \right| * 100 \quad \dots (31)$$

3- الجانب التطبيقي

3-1- وصف البيانات

اعتمد الباحث بيانات السلسلة الزمنية لسعر الاغلاق اليومي للذهب عالميا و(بالدولار الأمريكي للأونصة) للفترة من 2017/1/1 لغاية 2020/12/31 وبواقع (1041) مشاهدة حيث تم استثناء العطل (11).

جرى اختيار هذه الفترة لعدم الاستقرار السياسي والاقتصادي عالميا كذلك بسبب ظهور جائحة كورونا (Covid19) التي أدت الى ركود اقتصادي شبه كامل في معظم بلدان العالم ، جرى احتساب العائد اليومي Y_t لسلسلة الاسعار باستعمال المعادلة (16) المذكورة انفا

والجدول (1) يوضح بعض المقاييس والمؤشرات الإحصائية الوصفية لسلسلة العائد Y_t .

جدول (1) بعض المقاييس والمؤشرات الإحصائية لسلسلة الزمنية للعائد اليومي لأسعار الذهب

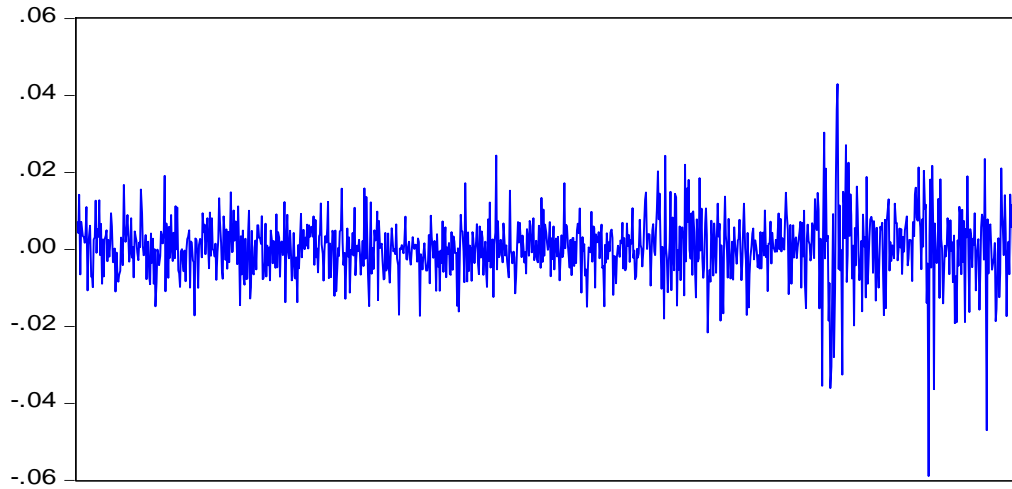
المؤشر		القيمة
Mean	المتوسط	0.000481
Median	الوسيط	0.000766
Maximum	اكبر قيمة	0.042968
Minimum	اصغر قيمة	-0.058928
Std.Dev	الانحراف المعياري	0.008206
Skewness	معامل الالتواء	-0.588509
Kurtosis	معامل التفلطح	8.886744

• الجدول من إعداد الباحث بالاعتماد على البرنامج الإحصائي Eviews-9

يتضح الجدول (1) إن متوسط سلسلة العائد اليومي هو (0.000481) وإن اكبر قيمة للعائد وصلت (0.042968) وكذلك اصغر قيمة في السلسلة كانت (-0.058928) والانحراف المعياري (0.008206) وكانت قيمة معامل الالتواء (Skewness = -0.588509) وهي قيمة سالبة مما يدل على وجود التواء سالب أي ان توزيع الأخطاء له ذيل طويل الى جهة اليسار ، كذلك نلاحظ أن قيمة معامل التفلطح (Kurtosis = 8.886744) أي يختلف عن القيمة (3) يدل ذلك على أن التوزيع يتحيز بقيمة اعلى من التوزيع الطبيعي مما يدل على أن البواقي لها اطراف سميكة تتسم بالتفلطح ومن هذه المؤشرات ممكن الاستدلال على أن البواقي لا تتبع التوزيع الطبيعي. والشكل (1) يوضح الرسم البياني لسلسلة العائد اليومي لأسعار الذهب.

شكل (1) سلسل العوائد اليومية لأسعار الذهب

Y



• الشكل بالاعتماد على البرنامج الإحصائي Eviews-9

ويتضح من الشكل (1) أن سلسلة العائد اليومي لأسعار الذهب مستقرة حول الوسط وهذا يتحقق مع الفرضيات المالية والاقتصادية التي تفترض أن سلسلة العوائد مستقرة في الوسط.

3-2- اختبار البيانات

3-2-1 اختبار الاستقرارية

جرى استعمال اختبار جذر الوحدة لديكي فولر الموسع (ADF) لاختبار سلسلة العائد (Y_t) وكانت نتائج الاختبار كما موضحة بالجدول (2).

جدول (2) نتائج اختبار جذر الوحدة (ADF)

Augmented Dickey-Fuller test		t-Statistic	Prob.*
statistic		-31.76287	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.966905	
	5% level	-3.414144	
	10% level	-3.129177	

• الجدول من إعداد الباحث بالاعتماد على البرنامج الإحصائي Eviews-9

من نتائج اختبار جذر الوحدة (ADF) نجد ان قيمة (P-value) صغيرة جدا مما يدل على رفض فرضية العدم التي

تنص على : وجود جذر الوحدة (السلسلة غير مستقرة) : H_0

أي إن سلسلة العائد اليومي للأسعار مستقرة (stationary) وومن ثمَّ نحصل على نتائج حقيقية وليست زائفة (spurious)

ARCH-LM-Test اختبار 3-2-2

في هذا الاختبار يجري التحقق من وجود اثر ل (ARCH) في البواقي

وبحسب الفرضيات الاتية:

H_0 : في سلسلة البواقي ARCH عدم وجود تأثير

H_1 : في سلسلة البواقي ARCH وجود تأثير

والجدول (3) يوضح نتائج الاختبار

جدول (3) نتائج اختبار (ARCH-TEST)

الاختبار	قيمة الاختبار	احصاءة المقارنة	Prob.
F-statistic	7.085101	F(1,1037)	(0.0079)
Obs*R-squared	7.050594	Chi-Square(1)	(0.0079)

• الجدول من إعداد الباحث باستخدام البرنامج الإحصائي Eviews-9

من نتائج الاختبار نجد أن قيمة الاحتمالية (P-Value) أقل من 0.05 وعليه يجري رفض فرضية العدم H_0 وقبول الفرضية البديلة H_1 مما يدل على فعالية تأثير ARCH ، أي وجود مشكلة عدم تجانس التباين المشروط .

3-2-3 اختبار احصاءة (Q_{LB}): (Ljung-Box)

جرى الاختبار على بيانات سلسلة العائد لأسعار لذهب ل (30) فترة (إزاحة) لاختبار الفرضيات الاتية :

H_0 : عدم وجود ارتباط ذاتي

H_1 : وجود ارتباط ذاتي في سلسلة البواقي

والنتائج موضحة في الجدول (4)

جدول (4) نتائج اختبار احصاءة Q_{LB}

Lag	Q _{LB}	Prop
1	0.2050	0.651
5	18.684	0.002
10	22.752	0.012
15	28.798	0.017
20	37.226	0.011
25	40.046	0.029
30	41.550	0.078

• الجدول من إعداد الباحث باستخدام البرنامج الإحصائي Eviews -9

ويتضح من نتائج الجدول (4) ولأغلب الفترات بان القيمة الاحتمالية هي اصغر من 0.05 وهذا يعني رفض فرضية العدم وقبول الفرضية البديلة والتي تدل على وجود الارتباط الذاتي في السلسلة .

3-3- تقدير النماذج

جرى في هذه المرحلة تقدير نماذج الانحدار الذاتي مشروط بعدم تجانس التباين وبرتب مختلفة وهي :

(ARCH , GARCH, EGARCH, GARCH- M , TGARCH)

ومع افتراض أن البواقي تتوزع توزيعاً طبيعياً يجري استعمال طريقة الإمكان الأعظم (M.L.E) في التقدير وتجري المفاضلة بين النماذج عن طريق معايير معينة نُكرت انفا وهي (AIC, SIC , H-Q) ونتائج التقدير للنماذج المذكورة موضحة كما في الجدول (5).

جدول (5) مقارنة النماذج المقدره بطريقة الإمكان الأعظم

النماذج	AIC	SIC	H-Q
ARCH(1)	-6.777773	-6.763503	-6.772360
ARCH(2)	-6.861133	-6.842106	-6.853915
ARCH(3)	-6.898661	-6.874878	-6.889639
ARCH(4)	-6.898300	-6.869759	-6.887473
GARCH(1,1)	-6.933890	-6.914863	-6.926672
GARCH(1,2)	-6.935936	-6.912152	-6.926914
GARCH(2,1)	-6.946094	-6.922310	-6.937072
GARCH(2,2)	-6.944997	-6.916457	-6.934171
GARCH(1,1) -M	-6.931997	-6.908213	-6.922974
GARCH(1,2) -M	-6.934026	-6.905485	-6.923199
GARCH(2,1) -M	-6.944232	-6.915692	-6.933405
GARCH(2,2) -M	-6.943144	-6.909847	-6.930512
EGARCH(1,1)	-6.940278	-6.916495	-6.931256
EGARCH(1,2)	-6.945804	-6.917264	-6.934977
EGARCH(2,1)	-6.948657	-6.920117	-6.937831
EGARCH(2,2)	-6.946846	-6.913549	-6.934215
TGARCH(1,1)	-6.944173	-6.920390	-6.935151
TGARCH(1,2)	-6.944918	-6.916377	-6.934091
TGARCH(2,1)	-6.954252	-6.925711	-6.943425
TGARCH(2,2)	-6.952559	-6.919262	-6.939928

• الجدول من إعداد الباحث باستخدام البرنامج الإحصائي Eviews 9

ومن نتائج التقدير في الجدول (5) وحسب معايير المفاضلة نجد أن النموذج المفضل الذي يمتلك اقل قيمة للمعايير المذكورة انفا هو الانموذج TGARCH(2,1)

1-3-3 تقدير الانموذج الملائم:

بعد اختيار الانموذج TGARCH(2,1) يجري تقدير معاملات الانموذج بطريقة الإمكان الأعظم وحسب المعادلة (15) المذكورة انفا TGARCH(P,q)

$$Y_t = \mu + \varepsilon_t$$

$$\text{معادلة التباين المشروط} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{k=1}^r \gamma_k d_{t-i} \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q B_j \sigma_{t-i}^2 \sigma_t^2$$

وفي حالة الانموذج TGARCH(2,1)

تصبح معادلة التباين المشروط بالصورة الآتية :

$$\varepsilon_{t-1}^2 + \gamma_1 \varepsilon_{t-1}^2 * (\varepsilon_{t-1} < 0) + \gamma_2 \varepsilon_{t-2}^2 + B_1 \sigma_{t-1}^2 = \alpha_0 + \alpha \sigma_t^2$$

وجرى الحصول على نتائج التقدير كما في الجدول (6).

جدول (6) نتائج تقدير طريقة الإمكان الأعظم للانموذج TGARCH(2,1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
μ	0.000471	0.000219	2.154018	0.0312
α_0	0.00000192	0.000000596	3.222956	0.0013
α_1	0.048927	0.024376	2.007225	0.0447
1γ	-0.080149	0.020140	-3.979615	0.0001
2γ	0.075914	0.019640	3.865191	0.0001
B_1	0.888054	0.020260	43.83382	0.0000

• الجدول من إعداد الباحث باستخدام البرنامج الإحصائي Eviews-9

ومن نتائج الجدول (6) يمكن كتابة معادلتني المتوسط والتباين المشروط كما يأتي :

$$Y_t = 0.000471 + \varepsilon_t$$

ومعادلة التباين المشروط

$$= 0.00000192 + 0.048927 \varepsilon_{t-1}^2 - 0.080149 \varepsilon_{t-1}^2 * (\varepsilon_{t-1} < 0) + 0.075914 \varepsilon_{t-2}^2 + \sigma_t^2 + 0.888054 \sigma_{t-1}^2$$

وإن الشرط الضروري لكي تكون المعادلة مستقرة هو كما في المعلة (8) المذكورة انفا:

$$\sum_{i=1}^p \alpha_i + \sum_{j=1}^q B_j < 1$$

وعن طريق نتائج التقدير للأنموذج آنف الذكر نجد انه يتحقق شرط الاستقرارية .

3-4 - فحص الملاءمة:

بعد اجراء التشخيص للأنموذج الملائم مع تحديد رتبة الانموذج لابد أيضا من التأكد من صحة ملاءمة الانموذج وكفاءته وذلك باستعمال اختبار (ARCH-Test) للبواقي لغرض التأكد من خلو الانموذج من تأثير ARCH ، كذلك فحص الانموذج باستعمال احصاءة Q- لغرض التأكد من خلو بواقي الانموذج من مشكلة الارتباط الذاتي ونتائج الجدولين (7) و(8) يوضحان نتائج الاختبارين على التوالي .

جدول (7) نتائج اختبار (Heteroskedasticity Test: ARCH)

الاختبار	قيمة الاختبار	احصاءة المقارنة	Prob.
F-statistic	0.401640	F(1,1037)	0.5264
Obs*R-squared	0.402258	Chi-Square(1)	0.5259

الجدول من إعداد الباحث باستخدام البرنامج الإحصائي Eviews-9

جدول (8) نتائج اختبار احصاءة Q_{LB} لبواقي الانموذج TGARCH(2,1)

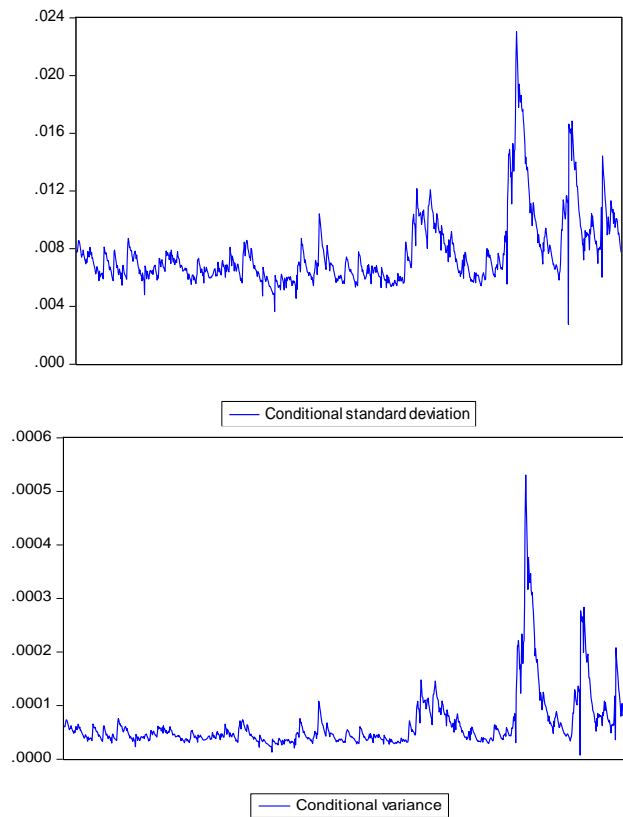
	Lag	Q_{LB}	Prop
سلسلة البواقي	1	0.0070	0.933
	5	7.6390	0.177
	10	9.8475	0.454
	15	14.499	0.488
	20	19.252	0.504
	25	19.395	0.778
	30	21.146	0.883
	سلسلة مربعات البواقي	1	0.4037
5		3.6797	0.596
10		4.7818	0.905
15		7.2214	0.951
20		10.959	0.947
25		12.167	0.985
30		16.403	0.979

• الجدول من إعداد الباحث باستخدام البرنامج الإحصائي Eviews-9

يتضح من نتائج الجدول (7) بان قيم (P-Value) هي اكبر من 0.05 وومن ثم لا يتم رفض فرضية العدم أي انه لا يوجد لتأثير (ARCH) في بواقي الانموذج ، كذلك في جدول (8) نجد ان قيم (P-Value) هي اكبر من 0.05 مما يدل

على عدم رفض فرضية العدم أي انه لا توجد مشكلة الارتباط الذاتي بين البواقي وكذلك لمربعات البواقي أيضا ولجميع الفترات وومن ثمَّ فإن البواقي تكون عشوائية وتتوزع بشكل مستقل لكل الانموذج .
ومن النتائج أعلاه يؤكد ان استعمال نماذج الانحدار الذاتي مشروط بعدم تجانس التباين المشروطة قيد الدراسة لسلسلة عوائد الأسعار وان معادلة التباين المشروطة تكون جيدة وملاءمة لتمثيل التقلبات الحاصلة في البيانات .
ويستخدم الانحراف المعياري الشرطي (Conditional standard deviation) أو التباين الشرطي (Conditional Variance) المستخرج من نماذج الانحدار الذاتي مشروطاً بوجود عدم تجانس التباين كمقياس لتقلبات الأسعار ، وكما في الشكل (2) .

شكل (2) تقلبات الأسعار حسب أنموذج T GARCH(2,1) باستخدام التباين الشرطي والانحراف المعياري الشرطي



• مخرجات البرنامج الإحصائي Eviews-9

5-3 التنبؤ:

إنَّ الهدف الأخير هو استعمال الأنموذج الملائم للتنبؤ مع تحقيق الاستقرار في التباين المشروط للوصول إلى أفضل نتائج ممكنة في تحليل السلاسل الزمنية والجدول (9) يوضح بعض معايير التنبؤ التي جرى ذكرها سابقاً .

الجدول (9) يوضح بعض معايير التنبؤ للأنموذج المقدر TGARCH(P,q) بدرجات مختلفة

الانموذج	الانحراف المعياري S.E	متوسط الخطأ المطلق MAE	معامل تايل Theil coefficient
TGARCH(1,1)	0.008202	0.005813	0.946492
TGARCH(1,2)	0.008202	0.005813	0.945992
TGARCH(2,1)	0.008202	0.005812	0.944120
TGARCH(2,2)	0.008202	0.005813	0.944857

• الجدول من إعداد الباحث باستخدام البرنامج الإحصائي Eviews-7

وباستخدام معايير التنبؤ التي جرى التطرق إليها سابقاً في الجانب النظري للنماذج المقدر نجد أنّ الأنموذج الملائم هو TGARCH(2,1) حيث يُظهر نتائج أفضل لكونه يمتلك قيمة أقل للمعايير المستخدمة مقارنة ببقية النماذج الأخرى مما يؤكد مطابقته لجميع نتائج الاختبارات السابقة فلذلك يعدّ أفضل أنموذج للتنبؤ بأسعار الذهب .

4-1 الاستنتاجات

- توصل الباحث الى الدليل الذي يشير الى وجود التقلبات أي عدم تجانس التباين في البيانات الحقيقية لسعر الاغلاق اليومي لأسعار الذهب عالمياً وذلك عن طريق استعمال نماذج الانحدار الذاتي مشروط بعدم تجانس التباين .
- مجموع معاملات الانموذج المقدر هي تحقق الشرط الضروري للاستقرارية $\sum_{i=1}^p \alpha_i + \sum_{j=1}^q B_j < 1$ وجرى التأكد من استقراريته بواقى الانموذج أيضاً عن طريق استعمال اختبار جذر الوحدة .
- جرى التوصل الى الانموذج الملائم عن طريق استعمال معايير المفاضلة وهي معيار اكيائي (AIC) ومعيار شوارز (SIC) ومعيار حنان كوين (H-Q) وكان الانموذج الملائم هو TGARCH(2,1) ولا يوجد لتأثير ARCH او الارتباط الذاتي في سلسلة البواقى . عن طريق اختبائي ARCH-LM- TEST واحصاءة Q-statistics .
- أظهرت نتائج الاختبارات لدقة التنبؤ بان الانموذج الملائم هو نفسه TGARCH(2,1) .

4-2 التوصيات

- إنّ نتائج البحث يمكن الاعتماد عليه في التنبؤ لملاءمة التقلبات الحاصلة في السلاسل المالية .
- يمكن التوسع في استعمال نماذج أخرى غير خطية في تطبيق نمذجة التقلبات الحاصلة في السلاسل المالية.
- وتوصل الباحث الى استعمال نماذج الانحدار الذاتي مشروط بعدم تجانس التباين هو خير وسيلة لتمثيل البيانات المالية التي يرافقها تقلبات وإعطاء الأهمية العلمية لتطبيق هذه النماذج

المصادر العربية

- 1- شومان، عبداللطيف حسن والصراف، نزار مصطفى، (2013)، "السلاسل الزمنية والأرقام القياسية" دار الدكتور للعلوم الإدارية والاقتصادية، بغداد.
- 2- عبدالله، سهيل نجم (2008) "تحليل نماذج السلاسل الزمنية اللاخطية من نوع (GARCH(p,q) & ARCH) للرتب الدنيا باستخدام المحاكاة" أطروحة دكتوراه/كلية الإدارة والاقتصاد/جامعة بغداد . ص 7-30 .
- 3- عطية، عبد القادر محمد، (2005) "الحديث في الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق"، الدار الجامعية، الإسكندرية.
- 4- يادكار، احمد شامار (2014) "استخدام بعض نماذج الانحدار الذاتي المشروطة بوجود عدم تجانس التباين بسعر الاغلاق اليومي لمؤشر سوق العراق للأوراق المالية" رسالة ماجستير /كلية الإدارة والاقتصاد/جامعة بغداد .

المصادر الإنكليزية

- 5- Bollerslov T. (1986). "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity", *Journal of Econometrics*, Vol 31, pp 307-327.
- 6-Damodar N. Gujarati, (2004) "Basic Econometrics", fourth edition , McGraw-Hill , companies .
- 7- Dickey ,David . A ,and Fuller ,W. A., (1981) , "likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root" *Econometrica* ,vol. 49,No.4; p.1057-1072.
- 8- Engel, R. F.(1982) " Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom," *Econometric*, Vol 50, No (4), July
- 9- Hu, Shuhua.(2007). "Akaike Information Criterion" Center for Research in Scientific Computation North Carolina State University Raleigh, NC.
- 10- Nelson ,D., " Conditional Heteroscedasticity in Asset Returns, " *Econometrica*, Vol. 59, No. 2, (Mar., 1991), pp. 347-370

مصدر البيانات:الموقع الالكتروني - الرابط

11 -<https://sa.investing.com/currencies/xau-usd-historical-data>