

# التنبؤ بالتقلبات المستقبلية لسلسلة اسعار المؤشر Nikkie 225 باستخدام النموذج الهجين ARIMA(p,0,q)-TGARCH(1,1)

قصي احمد طه / باحث / qusay1980iq@gmail.com

أ.د. جواد كاظم خضير / الجامعة المستنصرية / كلية الادارة والاقتصاد / Jkadem91@yahoo.com

P: ISSN : 1813-6729

<https://doi.org/10.31272/jae.i135.1176>

E : ISSN : 2707-1359

مقبول للنشر بتاريخ: 2022/4/19

تاريخ أستلام البحث : 2022/3/3

## المستخلص :

من الاساليب الاكثر شيوعا في اطار نمذجة التقلبات والتنبؤ في التباين الشرطي هي انموذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس التباين (Autoregressive Conditional Heteroscedasticity) او (ARCH) وانموذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس التباين المعمم (Autoregressive Generalized Conditional Heteroscedasticity) او (GARCH). وان كل من الانموذجين يمثلان دالة خطية للقيم السابقة التربيعية.

وقد لاحظ كل من (Rabemananjara and Zakoian، 1993) (8) ان دالة التباين ( $\sigma_t^2$ ) تختلف اعتمادا على ما إذا كانت القيم السابقة موجبة أو سالبة، وان اسعار الاصول تتحرك بسرعة اكبر خلال بعض الفترات ، الامر الذي يجعل ادخال اطار تبديل النظام (System Switching) في نماذج (ARCH) و (GARCH) امرا ضروريا لنمذجة التقلبات. وكان اكثرها ملائمة هو انموذج العتبة للعملية GARCH ويكتب اختصارا (TGARCH).

اما بحثنا هذا الى التنبؤ بالتقلبات المستقبلية لسلسلة اسعار المؤشر Nikkie 225 باستخدام الانموذج الهجين ARIMA (p,0,q) -TGARCH (1,1) عندما تتبع عملية الخطأ العشوائي توزيعا ملنويا و غير ملنوي.

**الكلمات المفتاحية :** انموذج (1,1) TGARCH ، انموذج ARIMA(p,0,q) ، التوزيع الاحتمالي المستمر الملنوي وغير الملنوي .



مجلة الادارة والاقتصاد

مجلد 47 / العدد 135 / كانون الاول / 2022

الصفحات : 218 - 231

\* مستل من اطروحة دكتوراة .

## 1. المقدمة :

ان نمذجة التقلبات والتنبؤ في التباين الشرطي كان موضع اهتمام العديد من الاقتصاديين والمحليلين الماليين . ومن الاساليب الاكثر شيوعا في هذا الاطار هي انموذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس التباين (Autoregressive Conditional Heteroscedasticity) او (ARCH) الذي قدمه (Engle,1982)<sup>(1)</sup> وانموذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس التباين المعمم (Autoregressive Generalized Conditional Heteroscedasticity) او (GARCH) المقدم من قبل (Bollerslev,1986)<sup>(3)</sup>.

وقد لاحظ كل من (Rabemananjara and Zakoian, 1993)<sup>(8)</sup> ان دالة التباين ( $\sigma_t^2$ ) تختلف اعتماداً على ما إذا كانت القيم السابقة موجبة أو سالبة. وقد حظيت نماذج GARCH غير المتماثلة عبر "العتبة" مؤخرًا باهتمام كبير في الأدبيات.

كما تأكد لهما أيضاً ان اسعار الاصول تتحرك بسرعة اكبر خلال بعض الفترات ، الامر الذي يجعل ادخال اطار تبديل النظام (System Switching) في نماذج (ARCH) و (GARCH) امرا ضروريا لنمذجة التقلبات. من ناحية اخرى، ان فئة نماذج تبديل النظام المستخدمة على نطاق واسع هو انموذج ماركوف المخفي (Hidden Markov Model) الذي غالبا ما يفشل في توليد تنبؤات دقيقة بسبب الحالة غير المعروفة للتقلبات المستقبلية ، كما انه غير كاف لاعطاء صورة عن موائمة نتائج التنبؤ مع القيم الحقيقية للسلاسل المالية . لذا ينبغي العثور على انموذج مختلف من نماذج تبديل النظام ، فكان اكثرها ملائمة هو انموذج العتبة للعملية GARCH ويكتب اختصارا (TGARCH).

## 2. مشكلة البحث :

لقد ثبت للباحثين في مجال التنبؤ خارج العينة في السلاسل الزمنية المالية خاصة ، ان التنبؤات الناتجة عن نمذجة السلاسل التي تمتاز بالتقلبات غير المنتظمة وتبديل النظام عبر فترات زمنية مختلفة عن طريق نماذج التقلب (GARCH) تكون بعض الاحيان غير قادرة على تفسير مزايا هذه التقلبات ولا تجسد التنبؤات المستقبلية . وبذلك اصبح من الضروري مطابقة هذا النوع من المواصفات بنماذج تكون متوافقة مع سلوك هذه التقلبات ومنها انموذج العتبة (TGARCH) او النماذج الهجينة .

## 3. هدف البحث :

يهدف البحث الى التنبؤ بالتقلبات المستقبلية لسلسلة اسعار المؤشر Nikkie 225 باستخدام الانموذج الهجين ARIMA (p,0,q) - TGARCH (1,1) عندما تتبع عملية الخطأ العشوائي التوزيع الملائم سواء كان توزيعا ملتويا او ملتوي.

## 4. الجانب النظري :

### 1.4 نماذج TGARCH (7، 8، 9)

يعد تغيير التقلبات بمرور الوقت وعدم التماثل في التقلب سمة مهمة في السلاسل الزمنية المالية مما يجعل الانموذج GARCH غير قادراً على تفسير التقلبات المفاجئة وغير كافي لوصف التغيرات في عملية التقلب المستقبلية . فيما تعد نماذج TGARCH ملائمة في استقطاب المواصفات المذكورة اضافة الى كونها مفيدة في الحالات التي يكون فيها للصدمات الإيجابية والسلبية السابقة تأثيرات مختلفة على العائدات ، وهي طريقة مهمة لالتقاط هذه التأثيرات مع الحفاظ على بساطة GARCH الكلاسيكية (الخطية) عندما لا تكون البيانات غير خطية . لذلك فان انموذج TGARCH يعد انموذج ملائم للتقلب.

فقد تبنى الباحثون الباحثان ( Rabemananjara and Zakoian )<sup>(8)</sup> اسلوبا مختلفا الى حد ما ، اضافة الى ما قدمه الباحثان ( Davidian and Carroll )<sup>(5)</sup> عام (1987) حول تقدير دالة التباين. حيث توصل الباحثان انه في حالة التوزيعات غير الطبيعية فان قيم البواقي المطلقة تعطي تقديرات تباين اكثر كفاءة من القيم التربيعية للبواقي . وبناءً عليه، استخدم (Zakoian,1994)<sup>(12)</sup> الانحراف المعياري الشرطي بدلا من التباين الشرطي مما يسمح بتفاعلات مختلفة من التقلبات .

$$\sigma_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q (\alpha_i^+ \epsilon_{t-i}^+ - \alpha_i^- \epsilon_{t-i}^-) \quad \dots \dots (1)$$

### 2.4 انموذج TGARCH (q,p) : Threshold GARCH (11،12)

تم تحليل نماذج (TGARCH) غير الخطية على نطاق واسع من قبل (Zakoian, 1991a) (11)، وان الميزة الرئيسية للنمذجة هي مراعاة عدم التماثل في التقلب. ومن الناحية النظرية ان هذه النماذج تنتمي الى فئة (ARCH) الخطية. وباستخدام شروط عدم السالبية يكون:

$$\epsilon_t^+ = \sigma_t W_t^+ \quad \text{and} \quad \epsilon_t^- = \sigma_t W_t^- \quad \dots \dots (2)$$

ومن ثم فان انموذج (TGARCH) سوف يكون على النحو الاتي:

$$\epsilon_t = \sigma_t W_t \quad \dots \dots (3)$$

$$\sigma_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q (\alpha_i^+ \epsilon_{t-i}^+ - \alpha_i^- \epsilon_{t-i}^-) + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i} \quad \dots \dots (4)$$

$$EW_t = 0, \text{ Var}(Z_t) = 1, W_t \text{ independent of } \epsilon_{t-1} \forall t \dots \dots (5) \text{، } (W_t) \text{ i.i.d}$$

وعندما تكون ( $p = 0$ ) فان الانموذج يتقلص الى الانموذج TARCH(q).

### 3.4 الانموذج TGARCH (1,1) (12)

يعد هذا الانموذج الاكثرشيوعا واستخداما ضمن مجموعة نماذج (Threshold GARCH). ويمكن كتابة صيغته على النحو الاتي :

$$\epsilon_t = \sigma_t W_t$$

$$\sigma_t = \alpha_0 + \alpha_1^+ \epsilon_{t-1}^+ - \alpha_1^- \epsilon_{t-1}^- + \beta_1 \sigma_{t-1} \quad \dots \dots (6)$$

اذ ان :

$$\alpha_0 \geq 0, \alpha_1^+ \geq 0, \alpha_1^- \geq 0, \beta_1 \geq 0$$

كما يمكن كتابة شرط الاستقرارية التامة (Strict Stationarity) للانموذج TGARCH (1,1) وفق الصيغة الاتية:

$$E[\ln(\alpha_1^+ W_t^+ - \alpha_1^- W_t^- + \beta_1)] < 0 \quad \dots \dots (7)$$

### 4.4 مراحل بناء الانموذج TGARCH (3)

ان مراحل بناء الانموذج TGARCH تشابه مراحل بناء نماذج الانحدار الذاتي ARCH ، GARCH باستثناء عمليات التقدير وذلك باتباع ما يأتي :

#### 1.4.4 التشخيص

تعتمد مرحلة التشخيص على فحص الاستقرارية للسلسلة الزمنية ، ويتم ذلك عن طريق رسم المخطط البياني للسلسلة ومن ثم رسم معاملات دالة الارتباط الذاتي (ACF). ولأجل الحصول على استقرارية المتوسط يتم تحويل السلسلة الى سلسلة العودة باستخدام الصيغة الاتية :

$$y_t = \text{Log } p_t - \text{Log } p_{t-1} \quad \dots \dots (8)$$

كما يمكن تشخيص السلسلة الزمنية على انها تتبع العمليتين ARCH او GARCH من خلال اختبار (Ljung - Box).

### 2.4.4 اختبار الحالة الطبيعية Test of normality (6)

تعد صفة التقلب ميزة اغلب السلاسل الزمنية المالية، حيث ان هذا الصنف من السلاسل يمتاز كونه يمتلك اطراف سمكية (Fat-Tails) عند مقارنتها مع اطراف التوزيع الطبيعي . الامر الذي يجعل معامل التفلطح (Kurtosis) يختلف كليا عن معامل التفلطح للتوزيع الطبيعي الموصوف بالقيمة (3) فضلا عن ذلك ينبغي التحري ايضا عن اختلاف معامل الالتواء (Skewness) لسلسلة العودة. وتأسيسا على ذلك، ومن خلال معاملي التفلطح والالتواء يتم استخدام اختبار (Jarque-Bera) الذي يحسب وفق العلاقة الاتية:

$$JB = n \left( \frac{S^2}{6} + \frac{(k-3)^2}{24} \right) \quad \dots \dots (9)$$

اذ ان :  $k$  : يمثل معامل التفلطح للعينة ،  $S$  : يمثل معامل الالتواء للعينة.

### 3.4.4 اختبار وجود تأثير ARCH (Ljung-Box test)

اقترح هذا الاختبار من قبل (Box and Pierce, 1970) (4) وهو طريقة تستخدم لاختبار غياب الارتباط الذاتي المتسلسل عند ازاحات محددة . ويمكن تعريف الفرضية الاحصائية كما يأتي :

$$H_0: \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_k = \rho_m, \quad k = 1, 2, \dots, m$$

$$H_1: \rho_1 \neq \rho_2 \neq \dots \neq \rho_k \neq \rho_m$$

وان احصاءة الاختبار تكون وفق الصيغة :-

$$Q_{(m)} = n(T+2) \sum_{k=1}^m \frac{\hat{p}_{(k)}^2}{n-k} \sim \chi_{m-p}^2 \quad \dots (10)$$

$$\hat{p}_k = \frac{\sum_{t=k+1}^n (\hat{y}_t^2 - \hat{\sigma}_T^2)(\hat{y}_{t-k}^2 - \hat{\sigma}_T^2)}{\sum_{t=1}^n (\hat{y}_t^2 - \hat{\sigma}_T^2)^2} \quad \dots (11)$$

$$\hat{\sigma}_n^2 = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \hat{y}_t^2 \quad \dots (12)$$

حيث ان

(n) حجم العينة ، (m) عدد ازاحات الارتباط الذاتي ، (P) عدد المعلمات المقدرة للنموذج . وان  $\hat{p}_k^2$  تمثل مربعات مقدرات معاملات الارتباط الذاتي لسلسلة البواقي  $(\epsilon_t = y_t - \mu)$  وسلسلة مربعات البواقي  $(\epsilon_t^2)$  . وعند الاختبار تتم مقارنة  $Q_{(m)}$  مع  $\chi^2$  الجدولية عند درجة الحرية (m-p) . فعندما يكون  $Q_m < \chi_{(m-p)}^2$  بمستوى معنوية ( $\alpha$ ) او ان ( $p - value > \alpha$ ) لاترفض فرضية العدم  $H_0$  اي ان سلسلة البواقي  $(\epsilon_t)$  عشوائية وليس هناك تأثير لـ (ARCH) .

#### 4.4.4 اختبار مضاعف لاكرانج Lagrange Multiplier (2)

عند تطبيق نماذج GARCH لسلسلة البواقي ، يكون من المهم اختبار وجود تأثيرات الانحدار الذاتي الشرطي (ARCH) في بواقي النموذج، وذلك باستخدام اختبار مضاعف لاكرانج (LM) (Lagrange Multiplier) الذي اقترح من قبل (Engle، 2001) (2) . حيث يطبق هذا الاختبار قبل البدء بتقدير النموذج باعتبار ARCH وذلك من خلال تقدير المعادلة تحت الدراسة باستخدام أسلوب المربعات الصغرى ، اي بتقدير المعادلة الاتية:

$$y_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1}^2 + \alpha_2 y_{t-2}^2 + \dots + \alpha_p y_{t-p}^2 + \eta_t \quad \dots (13)$$

حيث  $\epsilon_t = y_t - \mu$  . ويمكن تعريف الفرضية الاحصائية على النحو الاتي :

$H_0$ : عدم وجود تأثير ARCH

$H_1$ : وجود تأثير ARCH

وان احصاءة الاختبار تكون وفق الصيغة :-

$$ARCH Test (LM) = T \times R^2 \sim \chi_{(p)}^2 \quad \dots (14)$$

$$\hat{R}^2 = \frac{SSR}{SST}$$

$$SSE = \sum_{t=p+1}^n \eta_t^2$$

$$SST = \sum_{t=p+1}^n (y_t^2 - v)^2$$

$$SSR = SST - SSE$$

اذ ان:

$R^2$  : معامل التحديد،  $SSR$  : هي مجموع مربعات الانحدار،  $SST$  : هي مجموع المربعات الكلي،  $T$  : عدد المشاهدات الكلي ،  $p$  : عدد معلمات للنموذج و  $v$  : تمثل متوسط السلسلة  $y_t^2$  .

ومن ثم مقارنة القيمة المحسوبة مع القيمة الجدولية عند درجة الحرية (p) وبمستوى معنوية ( $\alpha$ ) . فاذا كانت القيمة الجدولية اكبر من المحسوبة تقبل فرضية العدم وبهذا لا يوجد تأثير لـ ARCH أي عدم وجود

مشكلة عدم تجانس التباين للخطأ وترفض فرضية العدم عندما تكون القيمة الجدولية اقل من المحسوبة وهذا يدل على وجود تأثير لـ ARCH. **5.4.4 تقدير معاملات النموذج:**

اولاً: طريقة المربعات الصغرى العامة الكاوسية (9:12) :

لتبسيط فكرة طريقة المربعات الصغرى لتقدير الانموذج العام TGARCH وعلى فرض ان السلسلة الزمنية المدروسة كانت تخضع للعملية AR(1) طبقاً للصيغة الآتية :

$$y_t = \phi y_{t-1} + \epsilon_t \quad \dots (15)$$

وان  $(\epsilon_t)$  معطى في المعادلات (3)، (4) و (5) مع افتراض ان  $(Z_t)$  عملية تخضع للتوزيع الطبيعي. فعند تطبيق طريقة (OLS) للمعادلة (15)، يتم الحصول على المقدّر  $\hat{\phi}$  وسلسلة البواقي  $\epsilon_t = y_t - \hat{\phi} y_{t-1}$ ، فضلاً عن تحقق الخاصية الخطية الموضحة في المعادلة (1)، فسوف يتم تطبيق طريقة الخطوتين (Two-step method) للانموذج المقلص TARCH. ومن ثم ان :

$$\epsilon_t^+ = [\alpha_0 + \sum_{i=1}^q (\alpha_i^+ \epsilon_{t-i}^+ - \alpha_i^- \epsilon_{t-i}^-)] E[W^+] + \sigma_t [W_t^+ - E W_t^+]$$

$$\epsilon_t^- = [\alpha_0 + \sum_{i=1}^q (\alpha_i^+ \epsilon_{t-i}^+ - \alpha_i^- \epsilon_{t-i}^-)] E[W^-] + \sigma_t [W_t^- - E W_t^-] \quad \dots (16)$$

وعن طريق انحدار  $(\hat{\epsilon}_t^+, \hat{\epsilon}_t^-)$  على اقيامها السابقة ومتجه الواحد يمكن الحصول على مقدرات متنسقة ولتكن  $(\tilde{\alpha}_T)$  لمعاملات التباين  $(\alpha)$ . وفي الخطوة الثانية يمكن تحسين معلمة المتوسط مع الاخذ بنظر الاعتبار شكل التباين لعنصر الخطأ  $(\epsilon_t)$ . وان الصيغة التقريبية لهذا التباين تكون :

$$\tilde{\sigma}_t^2 = [\tilde{\alpha}_{0T} + \sum_{i=1}^q (\tilde{\alpha}_{iT}^+ \tilde{\epsilon}_{t-i}^+ - \tilde{\alpha}_{iT}^- \tilde{\epsilon}_{t-i}^-)]^2 \quad \dots (17)$$

وبذلك يكون مقدر المربعات الصغرى للمعلمة  $(\phi)$  كما يأتي :

$$\hat{\phi}_T = \left[ \sum_{t=2}^T \frac{Y_t Y_{t-1}}{\tilde{\sigma}_t^2} \right] \left[ \sum_{t=2}^T \frac{Y_{t-1}^2}{\tilde{\sigma}_t^2} \right]^{-1} \quad \dots (18)$$

بتباين تقاربي :

$$Var[\sqrt{T} (\hat{\phi}_T - \phi)] = \left[ E_o \left[ \frac{1}{\sigma_t^2} \left( \frac{\partial \epsilon_t}{\partial \phi} \right)^2 \right] \right]^{-1} \quad \dots (19)$$

ثانياً: طريقة الامكان الاعظم Maximum Likelihood Method (9:11)

لتقدير الانموذج المعرف بالمعدلة (1)، وعلى فرض ان  $(\epsilon_t)$  تمثل متسلسلة الخطأ العشوائي في انموذج الانحدار الآتي :

$$\epsilon_t = y_t - x_t' \phi \quad \dots (20)$$

اذ ان  $y_t$  : المتغير المعتمد،  $x_t$  : المتغيرات التوضيحية و  $\phi$  : متجه المعلمات المجهولة.

وعلى فرض ان  $\omega' = [\alpha_0, \alpha_1^+, \alpha_1^-, \dots, \alpha_q^+, \alpha_q^-, \beta_1, \beta_p]$  و  $\theta = [\phi, \omega'] \in \Theta$ ، وهي مجموعة جزئية من  $R^{2q+p-1}$ . فان دالة الامكان في حالة التوزيع الطبيعي لعينة مؤلفة من  $(T)$  من المشاهدات مشروطة على اول  $(q)$  بصرف النظر عن بعض الثوابت :

$$\text{Log } L(Y; \theta) = -\frac{T}{2} \text{Log}(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=q+1}^T \text{Log } \sigma_t^2 - \frac{1}{2} \sum_{t=q+1}^T \left( \frac{\epsilon_t^2}{\sigma_t^2} \right). \quad (22)$$

#### 5.4 التنبؤ Forecasting

يعد التنبؤ من المراحل المهمة في نمذجة السلاسل الزمنية، ويمثل الهدف الرئيس في كل تطبيق. وفيما يلي توضيح مبسط لعملية التنبؤ في حالة الانموذج GJR-GARCH (1,1) عندما تتبع عملية الخطأ العشوائي التوزيع الطبيعي القياسي، اي ان  $W_t \sim iid N(0,1)$ ، و  $E(W_{t-1}^2) = 1$ ، وبذلك يكون  $E(\epsilon_{t-1}^2) = \sigma_{t-1}^2$ . ومن ثم فان التنبؤ لـ  $(\sigma_t^2)$  عندما تكون  $\Omega_{t-1}$  معطاة فانه يمكن صياغة معادلة التقلب على النحو الاتي:

$$E(\sigma_t^2 / \Omega_{t-1}) = \alpha_0 + (\alpha_1 + \gamma_1 + \beta_1) \sigma_{t-1}^2$$

اذ ان:  $\Omega_{t-1}$  تشير الى مجموعة المعلومات لجميع العوائد المرصودة حتى الزمن  $(t-1)$ .  
عليه فان التنبؤ للخطوة الواحدة للامام (one-step ahead) يكون:

$$\sigma_{t+1}^2 = \sigma_t^2(1) = \hat{\alpha}_0 + (\hat{\alpha}_1 + \hat{\gamma}_1 + \hat{\beta}_1) \sigma_t^2$$

اذ ان  $\hat{\alpha}_0, \hat{\alpha}_1, \hat{\gamma}_1, \hat{\beta}_1$  المعلمات المقدرة للانموذج بطريقة الامكان الاعظم. وان التنبؤ لخطوتين للامام (two-steps ahead) يكون:

$$\begin{aligned} \sigma_{t+2}^2 &= \sigma_t^2(2) = \hat{\alpha}_0 + (\hat{\alpha}_1 + \hat{\gamma}_1 + \hat{\beta}_1) \sigma_t^2(1) \\ &= \hat{\alpha}_0 + (\hat{\alpha}_1 + \hat{\gamma}_1 + \hat{\beta}_1) [\hat{\alpha}_0 + (\hat{\alpha}_1 + \hat{\gamma}_1 + \hat{\beta}_1) \sigma_t^2] \\ &= \frac{\hat{\alpha}_0 [1 - (\hat{\alpha}_1 + \hat{\gamma}_1 + \hat{\beta}_1)^2]}{1 - (\hat{\alpha}_1 + \hat{\gamma}_1 + \hat{\beta}_1)} + (\hat{\alpha}_1 + \hat{\gamma}_1 + \hat{\beta}_1)^2 \sigma_t^2 \end{aligned}$$

وبذلك فان التنبؤ للخطوة (h) للامام (h-steps ahead) يكون:

$$\sigma_{t+h}^2 = \frac{\hat{\alpha}_0 [1 - (\hat{\alpha}_1 + \hat{\gamma}_1 + \hat{\beta}_1)^h]}{1 - (\hat{\alpha}_1 + \hat{\gamma}_1 + \hat{\beta}_1)} + (\hat{\alpha}_1 + \hat{\gamma}_1 + \hat{\beta}_1)^h \sigma_t^2 \quad \dots (23)$$

#### 6.4 معايير التنبؤ (10):

• جذر متوسط مربعات الخطأ:

$$\text{RMSE} = \left[ \frac{1}{h+1} \sum_{t=s}^{s+h} (\hat{\sigma}_t^2 - \sigma_t^2)^2 \right]^{0.5} \quad \dots \dots \dots (24)$$

• متوسط الخطأ المطلق:

$$\text{MAE} = \frac{1}{h+1} \sum_{t=s}^{s+h} |\hat{\sigma}_t^2 - \sigma_t^2| \quad \dots (25)$$

• متوسط مطلق الخطأ النسبي:

$$\text{MAPE} = \frac{1}{h+1} \sum_{t=s}^{s+h} \frac{|\hat{\sigma}_t^2 - \sigma_t^2|}{\sigma_t^2} \quad \dots (26)$$

اذ ان:

$h$ : عدد الخطوات الى الامام،  $s$ : حجم العينة،  $\hat{\sigma}_t^2$ : تنبؤ التباين و  $\sigma_t^2$ : التباين الحقيقي.

## 5. الجانب التطبيقي :

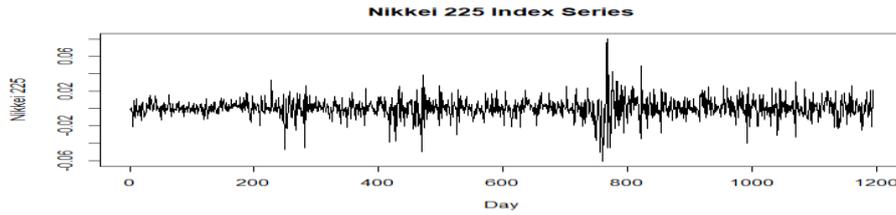
يتناول التطبيق العملي عينة تتألف من (1195) مشاهدة تخص السلسلة الزمنية المالية لمؤشر ( Nikkei 225 ) (\*)

### 1.5 مؤشر Nikkei 225:

وهو مؤشر سوق تداول الأسهم اليابانية في بورصة طوكيو (TSE) . ويتم احتساب هذا المؤشر على اساس يومي وهو شبيه لمؤشر (Dow Jones) وتعد من اكبر الشركات اليابانية المملوكة للقطاع العام و تنتمي الى القطاع الصناعي حيث تأسست عام (1878) . ويعود ارتباط سعر مؤشر نيكاي بالولايات المتحدة الامريكية الى ان معظم صادرات اليابان توجه الى الولايات المتحدة.

### 2.5 التطبيق:

يتضمن هذا التطبيق استخدام الانموذج TGARCH (1,1) لمشاهدات السلسلة الزمنية الخاصة بالمؤشر (Nikkei 225) ومن ثم ايجاد التنبؤات المستقبلية لتقلبات المؤشر. والشكل التالي يمثل رسم مشاهدات السلسلة الزمنية:



الشكل (1) يمثل رسم مشاهدات السلسلة الزمنية الخاصة بمؤشر Nikkei 225 (\*)

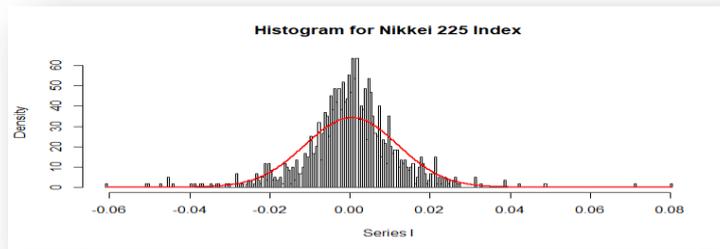
المصدر: [www.investing.com](http://www.investing.com)

ومن خلال الشكل ويتبين ان السلسلة تمتلك تقلبات مختلفة بين الفترات الزمنية ، كما ان سلوكها لا يتجسد فيه وجود للاتجاه العام ، وبذلك يمكن القول مبدئيا ان السلسلة مستقرة عموما . وفيما يلي الاحصاءات الوصفية للسلسلة (Nikkei 225) .

الجدول (1) يبين مجمل الاحصاء الوصفي لسلسلة مؤشر Nikkei 225

Minimum	Maximum	Mean	Median	Stand. dev.	skewness	Kurtosi
-0.060800	0.090400	0.000382	0.000600	0.011627	-0.037349	8.346626

ويلاحظ من الجدول ان قيمة معامل الالتواء ( -0.037349 ) وهذا يعني التواء سالب بسيط نحو جهة اليسار. وان قيمة معامل تفرطح ( 8.346626 ) وهذا يعني وجود تذبذب في شكل المنحنى ويختلف عن معامل تفرطح للتوزيع الطبيعي الذي يساوي (3). والشكل التالي يمثل المخطط التكراري للسلسلة.



الشكل (2) يمثل رسم المخطط التكراري للسلسلة الزمنية لمؤشر Nikkei 225

ويمكن التحري عن استقرارية السلسلة من خلال تطبيق اختبار ديكي-فولر (Dicky-Fuller).

### 1.2.5 اختبار الاستقرارية :

للتحقق من استقرارية السلسلة تم تطبيق اختبار جذر الوحدة المتمثل باختبار (Augmented Dickey-Fuller) . ومن خلال قيم الجدول (2) في ادناه يتبين ان قيمة (P-value) للاختبار تساوي (0.000) وهي اقل مستوى المعنوية (α = 0.05) ، وبذلك ترفض فرضية العدم التي تنص على وجود جذر الوحدة وهذا يؤكد استقرارية السلسلة الزمنية.

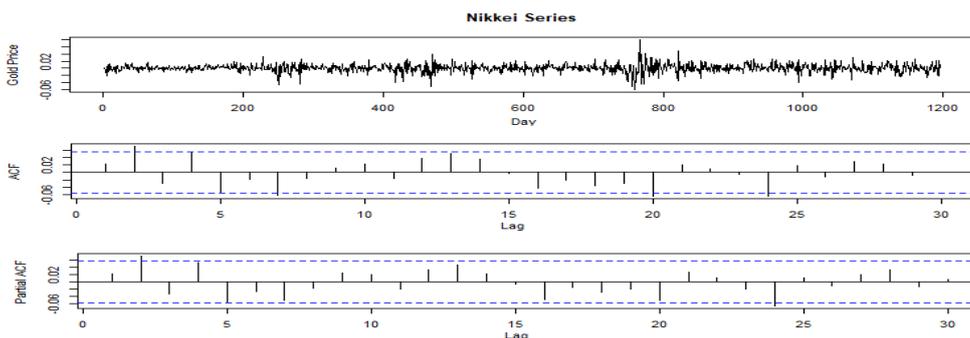
الجدول (2) يبين نتائج اختبار ديكي – فولر الموسع

$H_0$ : The series has a unit root

	t-Statistic	Prob.
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-33.73416	0.0000
Test critical values	1% level	-3.436084
	5% level	-2.863960
	10% level	-2.568109

### 3.5 بناء الانموذج ARIMA(p,0,q)

تم استخدام المراحل التي وضعت من قبل بوكس-جينكنز وذلك لمطابقة مشاهدات السلسلة الزمنية لمؤشر (Nikkei 225)، المتمثلة بمرحلة تحديد النموذج، التقدير، دقة الملائمة و مرحلة التنبؤ. وبناءً عليه تم حساب الدلتى الارتباط الذاتي (ACF) والارتباط الذاتي الجزئي (PACF) لمشاهدات السلسلة، ومن ثم تم رسم الدالتين كما في الشكلين الاتيين:



الشكل (3) يمثل رسم معاملات دالتى (ACF) و (PACF) للسلسلة الزمنية الاصلية ومن خلال الشكل (3) يتضح ان معاملات الدالتين (ACF) و (PACF) تتناقصان اسيا وبشكل دورات جيبيية نحو الصفر، وهذا دليل على وجود مركبتي الانحدار الذاتي (AR) و المتوسط المتحرك (MA) لبيانات السلسلة. ولكون سلوك الدالتين لا يطابق السلوك النظري لنماذج بوكس-جينكنز عند تحديد الرتبة للمركبتين، فقد تم توفيق مجموعة من النماذج المستقرة وتقدير معاملاتهما بأسلوب الامكان الاعظم (MLE) والمذكورة في الجدول (3). ومن خلال الجدول يتضح ان الانموذج ARIMA(1,0,2) يمتلك اقل القيم للمعايير المذكورة (AIC, AICc, BIC). وبناءً عليه فان الانموذج ARIMA(1,0,2) يكون الانموذج الملائم مبدئياً. الجدول (3) يبين توافيق مجموعة من النماذج مع بعض معايير اختيار الانموذج الملائم ARMA

Model	LogL	AIC*	BIC	HQ
ARIMA(1,0,2)	3633.474467	-6.074434	-6.057410	-6.068020
ARIMA(1,0,3)	3633.482962	-6.072775	-6.051495	-6.064757
ARIMA(0,0,2)	3630.484971	-6.071105	-6.058337	-6.066294
ARIMA(0,0,3)	3630.870677	-6.070076	-6.053053	-6.063662
ARIMA(0,0,0)	3627.237385	-6.069017	-6.064761	-6.067413
ARIMA(1,0,0)	3627.588329	-6.067930	-6.059418	-6.064723
ARIMA(1,0,1)	3628.552702	-6.067871	-6.055103	-6.063060

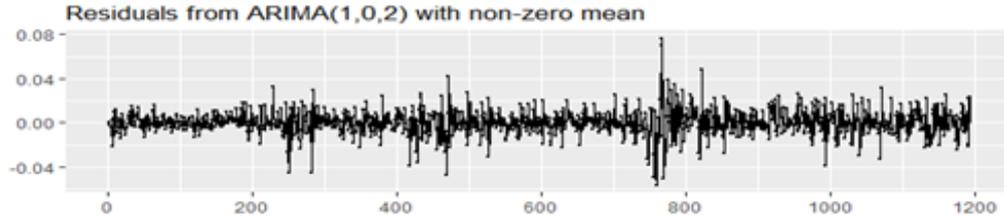
وباستخدام طريقة الامكان الاعظم تم تقدير معاملات الانموذج والموضحة في الجدول (4).

الجدول (4) يبين القيم التقديرية لمعاملات الانموذج ARIMA (1,0,2)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	-0.769779	0.106176	-7.250038	0.0000
MA(1)	0.799069	0.108851	7.340941	0.0000
MA(2)	0.085021	0.017169	4.952042	0.0000
SIGMASQ	0.000134	3.16E-06	42.37736	0.0000
R-squared	0.009340	Mean dependent var	0.000382	
Adjusted R-squared	0.006845	S.D. dependent var	0.011627	
S.E. of regression	0.011587	Akaike info criterion	-6.074434	
Sum squared resid	0.159912	Schwarz criterion	-6.057410	
Log likelihood	3633.474	Hannan-Quinn criter.	-6.068020	

Durbin-Watson stat 1.999383

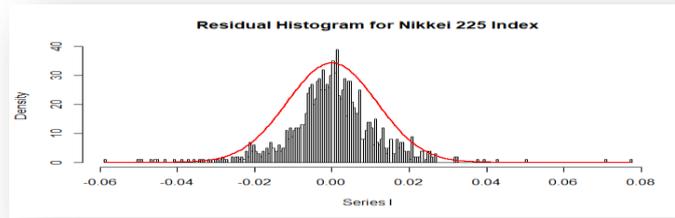
ولأن القيم الاحتمالية (p-value) للمعاملات كافة كانت اقل (0.05) فان معاملات الانموذج معنوية. وللتحري عن ملائمة الانموذج ARIMA(1,0,2) تم حساب معاملات دالة الارتباط الذاتي لبواقي الانموذج، ومن ثم رسمها كما في الشكل (4). ويتضح من خلال الشكل ان جميع المعاملات تقع داخل حدي الثقة، فضلا عن ذلك، فان قيمة الاحصاء كانت مساوية الى  $Q_{(36)} = 34.29$  باحتمال (p-value = 0.4069) وهي اكبر من (0.05)، وبذلك فان سلسلة البواقي عشوائية مستقلة.



الشكل (4) يمثل رسم سلسلة البواقي الناتجة عن مطابقة الانموذج ARIMA (1,0,2) وفيما يلي الاحصاءات الوصفية للبواقي الناتجة عن مطابقة الانموذج المقدر ARIMA (1,0,2):  
الجدول (5) يبين مجمل الاحصاء الوصفي لسلسلة البواقي

Minimum	Maximum	Mean	Median	Stand. dev.	skewness	Kurtosi
-0.056485	0.076993	0.00036	0.000351	0.011567	0.014781	8.34631

وطبقا لنتائج الجدول يتبين ان قيمة معامل الالتواء كانت (0.014781)، بمعنى ان هناك التواء بسيط نحو جهة اليمين. اما معامل تفرطح فكانت قيمته (8.34631) مما يدل على ان التوزيع ذو قمة مدببة.



الشكل (5) يمثل رسم المخطط التكراري لسلسلة البواقي الناتجة عن مطابقة الانموذج AR (1,0,2) ولأجل تحديد طبيعة التوزيع لمشاهدات سلسلة البواقي فقد تم تطبيق اختبار (Kolmogorov-Smirnov)، فقد تم استخدام مجموعة من التوزيعات. وكانت نتائج الاختبار كما يأتي:

الجدول رقم (6) اختبار (Kolmogorov-Smirnov) لسلسلة البواقي

Distributions	D	p-value
Normal	0.48113	2.2e-16
Student's-t	0.03264	0.15650
GED	0.47183	2.2e-16
Skewed Normal	0.52471	2.2e-16
Skewed Student's-t	0.02921	0.25980
Skewed GED	0.52471	2.2e-16

ومن خلال الجدول يتبين ان القيم الاحتمالية لاحصاء اختبار توزيع (Skewed Student's-t) مساوية الى (0.25980) وتوزيع (Skewed Student's-t) مساوية الى (0.15650) وهما اكبر من الاحتمال (0.05)، فيما كانت القيم الاحتمالية للتوزيعات الاخرى على عكس ذلك، وهذا يشير الى ان سلسلة البواقي تتبع اما توزيع (Student's-t) او توزيع (Skewed Student's-t).

#### 5.4 اختبار ARCH :

ويمكن التحري عن وجود تأثير (ARCH) لبواقي الانموذج AR (1,0,2) من عدمه من خلال تطبيق اختبار لاجراج. وان نتائج هذا الاختبار كانت كما يأتي:

الجدول رقم (7) نتائج اختبار تأثير (ARCH) لبواقي الانموذج AR (1,0,2)

$H_0$ : There is no ARCH effect

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	289.66	1192)	Prob. F(1) 0.0000
Obs*R-squared	1154.4	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

ويتضح من خلال الجدول ان قيم الاحتمال لكل من اختبار (F) و (LM) اصغر من (0.05) وهذا ما يؤكد رفض الفرضية ( $H_0$ ) وان سلسلة البواقي تمتلك تأثير (ARCH)

### 5.5 اختبار Ljung-Box :

تم تطبيق اختبار (Ljung-Box) وذلك للكشف عن عشوائية سلسلة البواقي من خلال حساب دالة (ACF) لسلسلة البواقي ومربعاتها . وكانت النتائج كما في الجدول الاتي:

الجدول رقم (8) نتائج اختبار (Ljung-Box) لبواقي الانموذج AR (1,0,2)

$H_0$ : There is no Serial Correlation

Series	Lag	Q-Statistic	p-value
Residuals	10	19.599	0.003
	15	16.234	0.035
	20	42.609	0.015
Residuals <sup>2</sup>	10	66.385	0.000
	15	75.054	0.000
	20	82.471	0.000

من خلال نتائج الاختبار الموضحة في الجدول يتبين ان القيم الاحتمالية للاحصاءة (Q) لقيم سلسلة البواقي ومربعاتها هي اقل من (0.05) ، وان ذلك يشير الى وجود ارتباط ذاتي ، مما يعني ايضا وجود تقلبات متزايدة ومتناقصة وان سلسلة البواقي تمتاز بخاصية عدم التجانس.

### 6.5 تقدير الانموذج TGARCH :

تم تطبيق الانموذج ARIMA (1,0,2) - TGARCH (1,1) عندما يتبع الخطأ العشوائي توزيع (Student's-t) وتوزيع (Skewed Student's-t) . وتقدير معلمات الانموذجين باستخدام طريقة الامكان الاعظم. والجدول التالي يوضح نتائج عملية تقدير معلمات الانموذجين مع حساب بعض المعايير التي تمخضت عنها مرحلة التقدير :

الجدول (9) يوضح نتائج انموذج التقلب (1)، ARIMA(1,0,2) - TGARCH 1) للسلسلة Nikkie 225

Model	Par	Student - t			Skewed Student - t		
		value	S.E	p-value	value	S.E	p-value
ARIMA(1,0,2) - TGARCH(1,1)	$\alpha_0$	0.0003	0.0003	0.001	0.00063	0.00019	0.000
	$\alpha_1$	0.13341	0.02738	0.000	0.13567	0.02718	0.000
	$\gamma$	0.71766	0.12315	0.000	0.69610	0.12203	0.000
	$\beta_1$	0.84784	0.03220	0.000	0.84617	0.03030	0.000
	$v$	5.50574	0.92932	0.000	5.49108	0.91405	0.000
	$\lambda$	-	-	-	0.94542	0.03415	0.000

تشير النتائج الى ان معلمات الانموذجين ARIMA(1,0,2) - TGARCH(1,1) ، (2)، (1) كانت معنوية لكلا التوزيعين (Student's-t) و (Skewed Student's-t). وبغية المقارنة بين الانموذجين المذكورين ، فقد تم حساب معايير المقارنة الموضحة في الجدول التالي :

الجدول (10) يوضح معايير المقارنة لنماذج التقلب لسلسلة المؤشر Nikkie 225

Model	distribution	Log L	AIC	BIC	H-Q
TGARCH	Student - t	3823.82	-6.3913	-6.3701	-6.3833
	Skewed Student - t	3825.42	-6.3923	-6.3768	-6.3857

ومن خلال الجدول يتضح ان الانموذج ARIMA(1,0,2) - TGARCH(1,1) ، (2)، (1) في حالة التوزيع (Skewed Student's-t) كان الاصحاح (ev lghzlm)؛ لكونه اعطى اكبر قيمة للمعيار (Log L) واصغر قيمة للمعايير (AIC, BIC, H - Q) .

## 7.5 فحص ملائمة الانموذج :

بعد تقدير الانموذج ينبغي التحري عن دقته ومدى كفاءته من خلال تطبيق الاختبارين (ARCH-Test) للتحقق من اختفاء تأثير (ARCH) و (Ljung-Box Test) والتحقق من معنوية قيم الارتباط الذاتي لسلسلة البواقي ومربعاتها.

### اولاً: اختبار ARCH :

تم التحري عن وجود تأثير (ARCH) لبواقي الانموذج من عدمه من خلال تطبيق اختبار لاكراج . وان نتائج هذا الاختبار كانت كما يأتي:

الجدول رقم (11) نتائج اختبار تأثير (ARCH) لبواقي الانموذج المقدر

Heteroskedasticity Test: ARCH				
F-statistic	Skewed Student - t	0.1198	Prob. F(1,1192)	0.5702
Obs*R-squared	Skewed Student - t	10.7641	Prob. Chi-Square(1)	0.5492

ويتضح من خلال الجدول ان قيم الاحتمال لكل من اختبار (F) و (LM) اكبر من (0.05) وهذا يؤكد عدم رفض الفرضية ( $H_0$ ) وان سلسلة البواقي اصبحت خالية من تأثير (ARCH)

### ثانياً: اختبار Ljung-Box :

وفيما يخص التحقق عن عشوائية سلسلة البواقي تم تطبيق اختبار (Ljung-Box) وذلك من خلال حساب دالة (ACF) لسلسلة البواقي ومربعاتها . وكانت النتائج كما في الجدول الاتي:

الجدول رقم (12) نتائج اختبار (Ljung-Box) لبواقي الانموذج المقدر

$H_0$ : There is no Serial Correlation

Series		Lag	Q-Statistic	p-value
Residuals	Student-t	10	14.539	0.1498
		15	16.356	0.2566
		20	19.091	0.5155
	Skewed Student-t	10	14.329	0.1545
		15	16.133	0.3733
		20	18.878	0.5298
Residuals <sup>2</sup>	Student-t	10	5.3811	0.8643
		15	9.4480	0.8530
		20	10.1502	0.9654
	Skewed Student-t	10	5.509	0.8547
		15	9.484	0.8509
		20	10.185	0.9647

من خلال نتائج الجدول يلاحظ ان القيم الاحتمالية للاحصاء (Q) لسلسلة البواقي ومربعاتها اكبر من مستوى المعنوية (0.05) ، وبذلك فان معاملات الارتباط الذاتي غير معنوية ومتوزعة بشكل مستقل، اي ان هذه المعاملات قد تم تعديلها وتصحيحها في معادلة التباين المقدر .

## 8.5 التنبؤ بالتقلبات المستقبلية:

تم حساب القيم التنبؤية للانموذج ARIMA(1,0,2)-TGARCH(1,1) في حالة التوزيع (Skewed Student's-t)، ومن ثم حساب المعايير التنبؤية (MAPE ، MAE ، RMSE) على التوالي وكانت النتائج كما في الجدول الاتي:

الجدول رقم (13) يبين القيم التقديرية للمعايير (MAPE ، MAE ، RMSE) للانموذج المدروسين

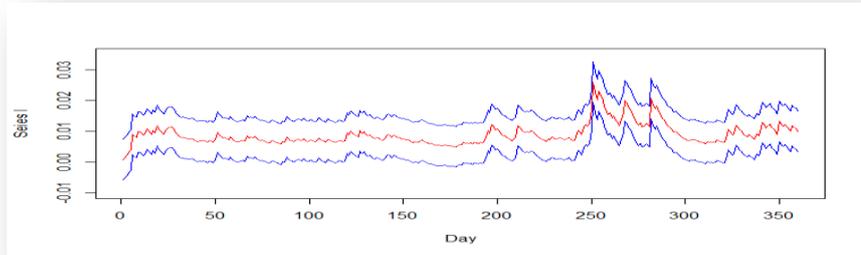
ARIMA(1,0,2) - TGARCH(1,1)

Model	distribution	RMSE	MAE	MAPE
-TGARCH(1,1) ARIMA(1,0,2)	Student - t	0.0108253	0.0125109	0.0689351
	Skewed Student - t	0.0108235	0.0125064	0.0689024

ومن خلال الجدول يتبين ان الانموذج الافضل والاكثر ملائمة لعينة البحث هو الانموذج الهجين ARIMA(1,0,2) - TGARCH(1,0,2) عندما تتبع سلسلة الخطأ العشوائي للانموذج توزيع (t) الملتوي (Skewed Student's-t)، وهذا يؤكد ماورد ذكره سابقاً. والجدول التالي يبين القيم التنبؤية للتقلبات المستقبلية للمدة (30) يوماً ، فيما تم رسم هذه القيم بحدود (360) مشاهدة يومية.

الجدول (14) يبين القيم التنبؤية للتقلبات المستقبلية للانموذج TGARCH(1,0,ARIMA(1) - (2) عندما تتبع سلسلة الخطأ العشوائي للانموذج توزيع (Skewed Student's-t)، للمدة (30) يوماً قادمة للسلسلة Nikkei 225

Forecast	Lower	Upper	Forecast	Lower	Upper
[1:] 0.00076	-0.00584	0.00737	[16:] 0.00903	0.00243	0.01563
[2:] 0.00164	-0.00496	0.00825	[17:] 0.01037	0.00376	0.01697
[3:] 0.00205	-0.00455	0.00865	[18:] 0.00951	0.00291	0.01612
[4:] 0.00317	-0.00343	0.00977	[19:] 0.01190	0.00530	0.01850
[5:] 0.00410	-0.00251	0.01070	[20:] 0.01085	0.00425	0.01745
[6:] 0.00900	0.00239	0.01560	[21:] 0.01011	0.00351	0.01671
[7:] 0.00834	0.00174	0.01494	[22:] 0.00921	0.00261	0.01581
[8:] 0.00807	0.00147	0.01467	[23:] 0.00904	0.00244	0.01565
[9:] 0.00987	0.00327	0.01648	[24:] 0.01068	0.00407	0.01728
[10:] 0.00988	0.00328	0.01649	[25:] 0.01123	0.00463	0.01783
[11:] 0.00946	0.00286	0.01607	[26:] 0.01126	0.00466	0.01786
[12:] 0.00867	0.00207	0.01527	[27:] 0.01135	0.00475	0.01796
[13:] 0.00981	0.00321	0.01641	[28:] 0.01050	0.00390	0.01710
[14:] 0.01079	0.00419	0.01740	[29:] 0.00966	0.00306	0.01626
[15:] 0.00992	0.00331	0.01652	[30:] 0.00883	0.00223	0.01543



الشكل (6) يمثل رسم القيم التنبؤية المستقبلية للتقلبات مع حدي الثقة للانموذج TGARCH(1) - 1، ARIMA(1)0، (2) لسنة قادمة (360) يوماً

ويلاحظ من الشكل ان التقلبات المستقبلية للسلسلة الزمنية تتناوب بالارتفاع والانخفاض بشكل بسيط لاول (200) يوماً ، ثم تتزايد بالمدة (200-250) تليها تزايد مفاجيء بالمدة (250-300) ، ثم تعود مرة اخرى للثبات في التقلبات المتناوبة ما بين انخفاض وارتفاع بسيط.

## 6. الاستنتاجات:

1. ان سلسلة العود لمؤشر سوق تداول الاسهم المالية (Nikkie 225) كانت مستقرة ، وان سلسلة البواقي الناتجة عن مطابقتها للانموذج الملائم ARIMA(1)0،2 كانت تتبع توزيع (Student's-t) الملتوي طبقاً لاختبار (Kolmogorov Smirnov)، وخلال تطبيق اختبار مضاعف لاكرانج (LM) لها تبين وجود تأثير (ARCH) في السلسلة .

2. بعد مطابقة انموذج العتبة لعملية الانحدار الذاتي المشروط بعدم التجانس البواقي تبين ان الانموذج الملائم هو TGARCH(1)1، عندما تتبع سلسلة البواقي توزيع (Student's-t) الملتوي بمعلمة التواء  $(\lambda = 0.9454)$  ومعلمة شكل  $(v = 5.491)$ .

3. تبين من خلال القيم التنبؤية في الشكل (6) ان التقلبات المستقبلية تتراوح في الثلث الاخير من الدورات السنوية وهي تتطابق مع انماط سلسلة العود الاصلية ، وهي على شكل امتدادات ديناميكية متسارعة ومنتزادة ، يتبعها انخفاض متباطيء ومتناقص خلال الدورة الواحدة.

## 7. التوصيات:

1. نوصي باستخدام طرائق تقدير اخرى سواء كانت معلمية ام غير معلمية.
2. نوصي بامكانية المقارنة بين الانموذجين قيد البحث عندما تتبع سلسلة الخطأ العشوائي التوزيعات المتقطعة .

3. نوصي بدراسة نظرية تطبيقية للانموذج TGARCH الموسمي.

**المصادر:**

1. Engle, R. F. (1982), "Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of U.K. inflation," *Econometrica*, 50, 987-1008.
2. Engle, R. (2001). "Garch 101: The use of arch/garch models in applied econometrics". *J. Economic Perspectives* , 15: 157–168.
3. Bollerslev, T. (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity," *Journal of Econometrics*, 31, 307-327.
4. Box GE, Pierce DA(1970) " Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive-integrated Moving Average Time Series Models". *J. Am Stat Assoc* 65: 1509–1526.
5. Davidian ,M. and Carroll, R.G.(1987)."Variance Function Estimation.",*JASA*,Vol.84 , No.400 , pp1079-1091.
6. Jarque CM, Bera AK(1987) A test for normality of observations and regression residuals. *Int Stat Rev/Revue Internationale de Statistique*, 163–172.
7. Levent, K. (2010)." Threshold GARCH modeling of the inflation & inflation uncertainty relationship: historical evidence from the Turkish economy.",*Economic Literature*.
8. Rabemananjara, R and Zakoian, J. M.(1993)." Threshold arch models and asymmetries in volatility.",*Journal of Applied Econometrics*, Vol.8 , 31-49
9. Ravichandran K, Bose S, Akgiray V, et al. (1989)."Threshold generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models". *Res J Bus Manage* 6: 55–80.
10. Wu,J.(2011). *Threshold GARCH Model:Theory and Application*, University of Western Ontario.
11. Zakoian, J. M.(1991),"Threshold Heteroskedastic Models",*Discussion paper* ,INSEE.
12. Zakoian, J. M. (1994), "Threshold Heteroskedastic Models," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 18(5), 931-955

\*\*\*\*\*

\*\*\*\*\*

\*\*\*\*\*

## Forecasting the future fluctuations of the Nikkie 225 price series using the hybrid model (TGARCH (1,1 RIMA (p,0, q)

Qusay Ahmed Taha /researcher /qusay1980iq@gmail.com

P. Dr. Jawad Kazem Khudair / Al-Mustansiriya University / College of Administration and Economics / Jkadem91@yahoo.com

### Abstract:

One of the most common methods in the framework of modeling fluctuations and predicting conditional variance is the Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (ARCH) model and the Autoregressive Conditional Heteroscedasticity Generalized (GARCH) model. And that each of the two models represents a linear function of the squared previous values.

(Rabemananjara and Zakoian, 1993) (8) noted that the variance function ( $\sigma_t^2$ ) varies depending on whether the previous values are positive or negative and that asset prices move more quickly during some periods, which makes the introduction of a switching framework System Switching in (ARCH) and (GARCH) models is essential for modeling fluctuations. The most appropriate of these was the GARCH threshold model (TGARCH).

As for our research, this is to predict the future fluctuations of the Nikkie 225 index price series using the hybrid model (TGARCH (1,1 ARIMA (p,0, q)) - when the random error process follows a skewed and untwisted distribution.

**Keywords:** TGARCH (1,1) model , ARMA (p, q) model , skewed and untwisted continuous probability distribution .

\*\*\*\*\*

\*\*\*\*\*

\*\*\*\*\*