

استخدام نماذج ARCH , GARCH في التنبؤ بسعر الإغلاق اليومي لمؤشر سوق العراق للأوراق المالية

احمد شامار يادكار

كلية الادارة والاقتصاد

جامعة بغداد

أ.م.د. فراس أحمد محمد

كلية الادارة والاقتصاد

جامعة بغداد

Using ARCH , GARCH Models in Prediction at Daily Closing Price For Iraqi Stock Exchange index

تاريخ قبول النشر ٢٠١٤/٩/١٨

تاريخ استلام البحث ٢٠١٤/٩/١

المستخلص:

يهدف هذا البحث إلى إيجاد نماذج التقلبات لأسعار الإغلاق اليومي لسوق العراق للأوراق المالية من فترة (2012 - 2005) باستعمال نماذج الانحدار الذاتي مشروطة بوجود عدم تجانس التباين عندما يتبع توزيع الأخطاء التوزيع الطبيعي الذي يُخذ بنظر الاعتبار التقلبات في الأسعار خلال فترات التداول، ثم تم دراسة مرحلة التشخيص وذلك من خلال استعمال عدد من الاختبارات لتشخيص وجود مشكلة عدم تجانس التباين والتي تمتاز بها هذه النماذج وبعدها تم دراسة مرحلة التقدير التي تضمنت استعمال طريقة الإمكان الأعم، ومن ثم تم فحص مدى ملائمة الأنموذج، وذلك عن طريق استعمال عدد من الاختبارات من أجل تحديد مدى ملائمة النماذج التي تم تقديرها للبيانات المدروسة، ثم التنبؤ بالتقلبات (عدم الثبات) للأسعار من خلال التنبؤ بتقلبات أسعار الإغلاق اليومية باستعمال طريقة التنبؤ في العينة. وتبين من نتائج التطبيق على البيانات المدروسة إن أفضل أنموذج للتنبؤ بتقلبات أسعار الإغلاق اليومي هو أنموذج GARCH(1,2) وبدون أي تأثيرات لـ ARCH في الأنموذج وذلك بالاعتماد على معيار اكيكي (AIC) و شوارتر (SIC) وحنان كوين (H-Q)، ومعنوية المعلمات المقدر ل أنموذج ودقة التنبؤ بالاعتماد على بعض معايير الدقة التنبؤية.

الكلمة المفتاحية: ARCH، GARCH، سلسلة العود (مؤشر سوق الأسهم)، جذر الوحدة، التنبؤ بالتقلبات، أداء التنبؤ.

Abstract

The research aims to find volatility models of daily closing price from Iraqi stock market for period (2005 – 2012) using autoregressive conditional heteroscedasticity models (ARCH) when the error distribution is normal (Gaussian) that take into account volatility in prices during periods of circulation, of tests to identify the existence of heteroscedasticity which these models characterized there with. Estimation has been studied and included the using of maximum likelihood estimation method. as well as studying the Diagnostic checking using a number of tests to define the scope of models relevancy that has been estimated for the data examined then forecasting volatility (fluctuations) of prices through volatility forecast daily closing price by using In-sample forecasting method., The results of application on the study data show that the best model to forecast volatility of the daily closing price is GARCH(1,2) and without any effects for ARCH in model, by depend on Akaike Information Criterion (AIC), Schwartz Information Criterion (SIC), Hannan Quinn

Information Criterion (H-Q) , The significance of the estimated parameters of the model, and the accuracy of forecasting by depend on forecasting accuracy criterion (RMSE , MAE , MAPE , Theil inequality coefficient).

Keyword : ARCH , GARCH , Return Series (Stock Exchange Index) , Unit Root , Volatility Forecasting , Performance Forecasting

1- المقدمة:

دخل موضوع السلاسل الزمنية مجالات واسعة في حياتنا وعلى وجه الخصوص المجالات الاقتصادية وبالتحديد المالية منها تحت عنوان السلاسل الزمنية المالية إذ شهد أواخر العقد الأخير من القرن الماضي تطوراً سريعاً في مجال سوق الأوراق المالية (Stock Exchange) أو ما يطلق عليه بالبورصة، وهنا بدأ الاهتمام بدراسة السلاسل الزمنية المالية (Financial time series) والذي يمتاز بنوع من عدم الثبات أو اللاتيقين أي أن هناك فترات زمنية من التقلبات تليها فترات من الهدوء النسبي، الأمر الذي يجعلها تشهد تقلبات ومنعطفات شديدة تفشل نم اذج (بوكس جينكز) في تحليلها وتفسيرها، وهذا بدوره يتطلب استخدام نماذج تحليلية كمية يمكنها صياغة تلك التقلبات بنماذج رياضية تسمح بإجراء التخطيط المستقبلي حيث انه من المعروف إن معظم الأسواق المالية وأسواق الصرف الأجنبية والمحلية وحتى بعض المتغيرات الاقتصادية (التضخم و أسعار الأسهم) تتميز بخاصية التقلبات (Volatility) وهذه الخاصية تعني حصول تقلبات كبيرة خارجة عن المألوف مثلاً في أسعار الأسهم أو عدد الأسهم المتداولة وبطبيعة الحال أن هذه التقلبات تكون غير محبذة من قبل المستثمرين أو حتى صناع القرار والسياسيين لأن ها تخلق نوع من اللاتيقين في التعاملات المالية والاقتصادية وقد تحصل نتيجة ذلك أرباح غير متوقعة أو خسائر غير متوقعة. وتعد الأسواق المالية من أهم ركائز الاقتصاد في أي بلد من بلدان العالم ، ويوجد في المنطقة العربية العديد من الأسواق المالية ومن أهم هذه الأسواق ال مالية العربية هي سوق العراق للأوراق المالية وهي من الأسواق التي تأثرت بالأزمة المالية العالمية، ولأجل معالجة مثل هكذا الأزمات المالية التي تحدث في السوق لابد من استخدام نماذج إحصائية تأخذ بنظر الاعتبار التقلبات التي تحدث خلال فترات التداول، وتحاول تفسير هذه التقلبات ومن هذه النماذج ARCH GARCH . والتي نحن بصدد دراستها بشكل من التفصيل والتحليل من خلال تطبيق البيانات لسوق العراق للأوراق المالية . والذي يأخذ بنظر الاعتبار التقلبات في المؤشر اليومي عبر الزمن، ومن اجل عملية بناء النموذج الملائم لمؤشر سوق العراق تم جمع بيانات للسلسلة الزمنية وتم تحليل

واختبار هذه السلسلة الزمنية وتم التوصل إلى أفضل نموذج لتمثيل هذه البيانات بالاعتماد على عدة معايير معلوماتية للمقارنة بين النماذج.

مشكلة البحث:

تكمن مشكلة البحث في وجود تقلبات أسعار الأسهم التي لازمت سوق الأوراق المالية العراقية خلال فترات التداول اليومي مما أدى إلى عدم استقرار هذه الأسعار وبالتالي إلى عدم استقرار السوق.

هدف البحث:

يهدف هذا البحث إلى استعراض الجانب النظري لنماذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس التباين (ARCH, GARCH) وكذلك إلى صياغة أفضل أنموذج لوصف التغيرات في سوق الأوراق المالية العراقية من بين النماذج أعلاه في حالة حدوث تقلبات (Volatility) في أسعار الأسهم (أسعار الإغلاق اليومية) ونتيجة لذلك سيتم تشخيص أفضل أنموذج ملائم للبيانات من مجموعة من نماذج المقترحة وتقدير معالم النموذج وفحص مدى ملائمة النموذج وأخيراً محاولة إجراء تنبؤات مستقبلية لأسعار تلك الأسهم مما يشكل تغييراً نوعياً بتكوين أداة تساعد المستثمر في اتخاذ قراره بأقل مخاطرة ممكنة، وذلك لأن الاتجاه الحديث لدى المستثمرين لا ينصب فقط على دراسة التنبؤ بالعوائد المتوقعة من الأسهم والسندات في أسواق المال، وإنما يهتمون أيضاً بعنصر المخاطرة أو عدم التأكد (uncertainty).

2- الجانب النظري

يتضمن هذا الجانب دراسة الجانب النظري لنماذج الانحدار الذاتي مشروطة بوجود عدم تجانس التباين، حيث شمل الدالة الخاصة بهذه النماذج، إضافة إلى مرحلة التشخيص، وشم التقدير، مع دراسة بعض معايير تحديد الرتبة بالإضافة إلى الاختبارات الخاصة بفحص مدى ملائمة الأنموذج منتهياً بمرحلة التنبؤ.

1-2 نماذج الانحدار الذاتي مشروطة بعدم التجانس ARCH(P):

Autoregressive Conditional Heteroscedastic

عادة ما يكون تشتت الأخطاء (heteroscedasticity) ميزة للنماذج التي تستعمل البيانات المقطعية، بينما يكون الارتباط الذاتي للأخطاء (autocorrelation) ميزة للنماذج التي تستعمل السلاسل الزمنية. إلا أنه لوحظ في بعض النماذج التي تستعمل السلاسل الزمنية، وخاصة

تلك المتعلقة بالمعطيات المالية ، وجود التشتت في الأخطاء. وقد يعكس ظهور هذا التشتت ، في بعض الأحيان ، تقلب غير نظامي عبر الزمن للمتغيرة التابعة . ويعتبر الشكل البسيط لأنموذج ARCH من الدرجة (P≥1) واحد من النماذج التي تتعامل مع هكذا نوع من البيانات والتي يمكن صياغته بالشكل الآتي^[8]:

$$y_t = \mu + r_t \quad \text{Mean equation} \quad \dots (1)$$

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

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

Or

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i r_{t-i}^2 \quad \text{Volatility equation}$$

إذ إن $(\alpha_0 > 0)$ و $(\alpha_i \geq 0 \text{ for } i > 0)$ تمثل معاملات النموذج (Parameters).
و إن y_t تمثل سلسلة العودة (Return Series) وهي سلسلة غير مرتبطة (uncorrelated) وان μ يمثل متوسط سلسلة العودة، أما ε_t فهي سلسلة مستقلة ومتماثلة التوزيع (Identically Independent Distribution) وتتبع التوزيع الطبيعي القياسي بمتوسط 0 وتباين 1
ويطلق على المعادلة (1) بمعادلة المتوسط (Mean equation) وعلى المعادلة (2) بمعادلة عدم الثبات (Volatility equation).

ومما يأخذ على هذا الأنموذج في الأعمال التطبيقية إن التوسع في قيم (P) قد ينتج عنه قيم لـ α سالبة^[5] وهذا ما يناقض إحدى فرضيات الأنموذج . ومواجهته لهذه المشكلة اقترح بولرسلوف (1986) Bollerslov ما يعرف بأنموذج الانحدار الذاتي المعمم مشروطاً بعدم التجانس (GARCH). من خلاله يمكن للمتغير الداخلي للمعادلة (2) أن يكون متأخراً ضمن المتغيرات المفسرة له وهذا يجعلنا ننقل من أنموذج (ARCH) إلى أنموذج (GARCH)^[3].

2-2 نماذج الانحدار الذاتي المعمم مشروطة بعدم التجانس :GARCH(p,q) Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedastic

يمكن أن تعرف نماذج (GARCH) من الدرجة (P≥1) & (q ≥ 1) بالصيغة الآتية^[4]:

$$y_t = \mu + r_t$$

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

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 r_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p r_{t-p}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \dots + \beta_q \sigma_{t-q}^2$$

Or

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i r_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad \dots \dots (3)$$

إذ إن $(\alpha_0 > 0)$ و $(\alpha_i \geq 0 \quad \beta_j > 0 \text{ for } i > 0, j > 0)$ تمثل معاملات النموذج

(Parameters) ويعد هذان الشرطان كافيان ليكون التباين الشرطي موجبا لكنهما غير ضروريين.

نلاحظ أن معادلة التباين المشروط معادلة (3) مفسرة بدلالة المتوسط $(\alpha_0 > 0)$ ، وبدلالة

مربعات البواقي المتأخرة لمعادلة المتوسط (r_{t-i}^2) ويعرف بطرف (ARCH) (ARCH-term)

وهي تمثل المعلومات الخاصة بتذبذب الفترات السابقة، وكذلك بدلالة تنبؤ التباين للفترة السابقة

(σ_{t-j}^2) ويعرف بطرف (GARCH). وان كتابة $GARCH(1, 1)$ تعني أن هناك طرف

GARCH من الدرجة الأولى و طرف ARCH من الدرجة الأولى. فكما نلاحظ فإن p عن

درجة طرف ARCH و q هي درجة طرف GARCH يعرف التباين غير مشروط ل r_t

بالعلاقة الآتية^[9]:

$$\sigma^2 = \frac{\alpha_0}{1 - \sum_{i=1}^p \alpha_i - \sum_{j=1}^q \beta_j} > 0 \quad \dots \dots (4)$$

وان الشرط الضروري لتكون المعادلة (3) مستقرة (Covariance-stationary) هو^[6]:

$$\sum_{i=1}^p \alpha_i + \sum_{j=1}^q \beta_j < 1 \quad \dots \dots (5)$$

يمكن كتابة هذا الأنموذج بشكل آخر. فبعد افتراض أن $v_t = r_t^2 - \sigma_t^2$ وتعويض σ_t^2

في المعادلة السابقة نحصل على:

$$r_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i r_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j r_{t-j}^2 - \sum_{j=1}^q \beta_j v_{t-j} - v_t \quad \dots\dots (6)$$

$$r_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{\text{Max}(p,q)} (\alpha_i + \beta_i) r_{t-i}^2 - \sum_{i=1}^q \beta_i v_{t-i} - v_t \quad \dots\dots (7)$$

مع إشارة إلى أن $\alpha_i = 0$ عندما $i > p$ $\beta_i = 0$ عندما $i > q$

2-3-2-3 التشخيص (Identification):

تبدأ تحليل السلاسل الزمنية بمرحلة التشخيص ، إذ يتم فيها تشخيص النموذج استناداً إلى البيانات المتاحة. وهذا يعتمد على فهم الخصائص الأساسية للسلسلة المدروسة . وذلك عن طريق رسم المخطط البياني لها . إذ يعد رسم المخطط البياني من الخطوات الأساسية لتحديد الاستقرار من عدمها في تحليل السلاسل الزمنية وبشكل مخصص عدم استقراره في الوسط، والتي تكون ملازمة في اغلب الأحيان للسلاسل الزمنية المالية بالإضافة إلى خاصية عدم الثبات (Volatility). ويتم معالجة عدم استقرار الوسط عن طريق تحويل السلسلة الأصلية غير مستقرة سلسلة الأسعار (Price series) إلى سلسلة العود (Return series) المستقرة وذلك عن طريق استعمال التركيبة المستمرة (Continuous compounding) وكما يلي [7]:

$$y_t = \text{Ln}(P_t) - \text{Ln}(P_{t-1}) \quad \dots\dots (8)$$

2-3-1-3 مميزات سلسلة العود (Return series):

تتميز سلسلة العود المالية بالتقلبات المتجمعة (تذبذب عنقودي) (Volatility Clustering) الذي يدل على أن التغيرات الكبيرة في الأسعار تتبعها تغيرات كبيرة والتغيرات الصغيرة تتبعها تغيرات صغيرة لكن لا يمكننا التنبؤ بإشارة هذه التغيرات التابعة . وتسمح نماذج ARCH بإبراز هذه الظاهرة. إلى جانب هذا نجد أن هناك اتفاقاً على أن التوزيع اللاشرطي للسعر أو للعائد تتميز بأطراف سميكة (fat tails) مقارنة بالتوزيع الطبيعي للتأكد من هذا نلجأ لحساب معامل التقلطح (Kurtosis) والتي تعطى بالعلاقة الآتية [13] [1]:

$$K = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(\frac{y_i - \bar{y}}{\hat{\sigma}} \right)^4$$

إن هذا المعامل في حالة توزيع طبيعي يكون مساويا لـ " 3 " ، عندما يكون أكبر من هذه القيمة ، كما هو عادة الحال في العوائد المالية^[13] ، فهذا يعني أن هذا التوزيع يتميز بقيمة أعلى من قمة التوزيع الطبيعي (Leptokurtic). كذلك من الدلائل على أن السعر أو العائد لا يتبع التوزيع الطبيعي نجد أن معامل الإلتواء (Skewness) يختلف عن الصفر كما هو الحال في قانون التوزيع الطبيعي . ويمكن حساب هذا المعامل بالعلاقة الآتية^[10] :

$$S = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(\frac{y_i - \bar{y}}{\hat{\sigma}} \right)^3$$

فعندما يكون هذا المعامل مساويا لـ " 0 " فهذا يعني أن التوزيع متناظر بينما القيمة سالبة تعني أن للتوزيع ذيلا طويلا من جهة اليسار أما القيمة الموجبة تعني أن للتوزيع ذيلا طويلا من جهة اليمين . ويمكننا اختبار هل التوزيع طبيعي باستعمال هذين المؤشرين في نفس الوقت وذلك باللجوء لاختبار (Jarque-Bera test) . ويعتمد هذا الاختبار على حساب الفرق بين معاملي الإلتواء (التناظر) والتفلطح للسلسلة قيد الدراسة مع معاملي الإلتواء والتفلطح للتوزيع الطبيعي . وتحسب هذه الإحصائية بالعلاقة الآتية^[2]:

$$JB = \frac{N - k}{6} \left(S^2 + \frac{1}{4} (K - 3)^2 \right) \quad \dots \dots (9)$$

حيث S تمثل معامل الإلتواء (التناظر)، K تمثل معامل التفلطح و k يمثل عدد المعلمات المقدرة المستعملة في توليد السلسلة . ففي حالة فرضية العدم أي التوزيع الطبيعي تكون هذه الإحصائية تتبع قانون مربع لكالتي بدرجة حرية " 2 " (χ_2^2) .

2-3-2 اختبار نماذج ARCH , GARCH

2-3-2-1 أولاً: اختبار جونج بوكس Ljung - Box Test:

يعد هذا الاختبار من الاختبارات التي تستخدم في اختبار عشوائية الأخطاء للسلسلة الزمنية وذلك من خلال حساب معاملات الارتباط الذاتي للبواقي لمجموعة من الإزاحات ، وتكتب فرضية الاختبار بالصيغة الآتية^{[5][7]}:

$$H_0: \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_k \dots = \rho_m = 0 \quad k=1,2,\dots,m$$

$$H_1: \rho_k \neq 0 \quad \text{for some values of } k$$

أما إحصاءات الاختبار فيمكن حسابها باستخدام الصيغة الآتية:

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

إذ أن :

n: تمثل حجم العينة (عدد مشاهدات السلاسل الزمنية).

m: تمثل عدد الإزاحات الارتباط الذاتي.

p: عدد المعلمات المقدرة في النموذج.

$\hat{\rho}_k^2$: تمثل مقدرات مربعات معاملات الارتباط الذاتي لسلسلة البواقي الأنموذج

$r_t = y_t - \mu$ ومن ثم للسلسلة r_t^2 .

تقارن قيمة إحصاء الاختبار $Q_{(m)}$ مع القيمة الجدولية لاختبار مربع كاي بدرجة حرية

$(m-p)$ أي $\chi_{(m-p)}^2$ وعن مستوى معنوية α فإذا كان $Q_{(m)} < \chi_{(m-p)}^2$ أو $p-$

$\text{value} \geq 0.05$ يعني ذلك عدم رفض الفرضية H_0 ، أي إن الأخطاء $r_t = y_t - \mu$

عشوائية اي (Identically Independent Distribution) ولا يوجد هناك تأثير لـ ARCH

أو لـ (heteroscedasticity) ، والعكس صحيح.

2-3-2-2 ثانياً: اختبار مضاعف لاقرانج (Lagrange Multiplier):

يستعمل اختبار لاقرانج لمعرفة إذا ما كانت الأخطاء تتبع عملية (ARCH). فقبل تقدير

النموذج على أساس انه (ARCH) يمكننا أولاً القيام بهذا الاختبار البسيط الذي يعتمد على تقدير

المعادلة قيد الدراسة بطريقة المربعات الصغرى ثم الاحتفاظ بالأخطاء الناتجة عن هذا التقدير للقيام

بانحدار مربعاتها على ثابت وعلى مربعاتها للفترة السابقة أي نقوم بتقدير المعادلة الآتية^[9]:

$$r_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 r_{t-1}^2 + \alpha_2 r_{t-2}^2 + \dots + \alpha_p r_{t-p}^2 \quad \dots \dots (11)$$

حيث r_t عبارة عن $y_t - \mu$. لاختبار ARCH(P) نقوم بحساب حاصل ضرب معامل التحديد الناتج عن هذا التقدير بحجم العينة المستعملة أي المقدار TR^2 الذي يكون يتبع مربع كأي من الدرجة (p) (χ_p^2) تحت فرضية العدم المتمثلة في أن الأخطاء متجانسة conditional (homoscedasticity) إن القيم الصغيرة لـ R^2 تعني أن أخطاء الفترات السابقة لا تؤثر على الخطأ الحالي وبالتالي لا يوجد اثر ARCH (ARCH effect). أي أننا نقبل بفرضية العدم. بينما إذا كان TR^2 اكبر من قيمة χ_p^2 المجدولة فهذا يعني أننا نرفض فرضية العدم ونقبل بأنموذج (ARCH) وبالتالي نقدر الأتمودج على هذا الأساس.

فرضية الاختبار:

$$H_0: \alpha_i = 0 \quad \text{for } (i = 1, 2, \dots, p)$$

$$H_1: \alpha_i \neq 0$$

أما إحصاءات الاختبار هي:

$$archtest = T \hat{R}^2 \sim \chi_{(p)}^2 \quad \dots \dots (12)$$

إذ إن :

n: تمثل حجم العينة (عدد المشاهدات السلاسل الزمنية)

p: عدد المعلمات المقدرة في النموذج

T: تمثل عدد المشاهدات ضمن الإزاحة $T = n - \text{Lag}$

$$\hat{R}^2 = \frac{SSR}{SST} \quad \dots \dots (13)$$

SSR: تمثل مجموع مربعات الانحدار.

SST: تمثل مجموع المربعات الكلي.

3-2-3 اختبار استقرارية (اختبار جذر الوحدة):

إن وجود جذر الوحدة في السلسلة الزمنية يتم اختباره باستعمال اختبار ديكي فولر المطور (Augmented Dickey-Fuller Test اختصاراً (ADF)، وهي تمثل اختباراً لجذر الوحدة للسلاسل الزمنية ذات متغير واحد. وتستعمل لاختبار استقرارية السلسلة الزمنية من عدمها .

في سلسلة العودة y_t ، يحتوي اختبار (ADF) على انحدار في الفرق الأول في السلسلة ضد السلسلة بلإزاحة الزمنية (k).

ولإجراء اختبار (ADF) نستعمل المعادلة الآتية^[12]:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta_t + \gamma y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \delta_j \Delta y_{t-j} + r_t \quad \dots \dots (14)$$

إذ إن y_t تمثل سلسلة العودة المراد اختبارها ، k عدد الإزاحات الزمنية ، Δ رمز للفروق الأولى في سلسلة العودة ، r_t يمثل عنصر الخطأ ، وإن كل من $(\alpha, \beta, \delta, \gamma)$ ترمز للمعالم مراد تقديرها.

بعد ذلك يتم اختبار الفرضية الآتية :

$H_0: \gamma = 0$ (سلسلة العودة غير مستقرة)

$H_1: \gamma < 0$ (سلسلة العودة لا تمتلك جذر الوحدة)

أما إحصاءات الاختبار هي:

$$DF_\tau = \frac{\hat{\gamma}}{se(\hat{\gamma})} \quad \dots \dots (15)$$

ويتم رفض فرضية العدم إذا كانت قيمة " t-statistic " المحسوبة اكبر من قيمة

" t-statistic " الجدولية أو الحرجة (وذلك في قيمتها المطلقة) ، وبالعكس

2-4 التقدير Estimation

بعد أن يتم تشخيص الأنموذج الملائم لبيانات السلسلة الزمنية اللاحظية ، تأتي مرحلة التقدير ،

ولتقدير معالم الأنموذج تستعمل طريقة الإمكان الأعظم (Maximum Likelihood Method)

التي يمكن كتابتها بالشكل التالي^[8]:

$$L(y_t|\theta) = -\frac{N}{2} \log(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^N \log \sigma_t^2 - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^N r_t^2 / \sigma_t^2 \quad \dots (16)$$

إذ أن $\theta = \{\mu, \alpha_0, \alpha_i, \beta_j\}$ متجه المعالم المراد بتقديرها.

2-5 معايير اختيار الأنموذج:

Model selection criteria

في النمذجة الإحصائية، إن احد أهم الأهداف هو اختيار الأنموذج المناسب من مجموعة نماذج مرشحة لتوصيف البيانات الأساسية. ومعايير اختيار الأنموذج تتعامل كأدوات مفيدة في هذا الصدد، وتقيم ما إذا كان الرنموذج المطابق يعرض التوازن الأمثل بين حسن المطابقة (goodness-of-fit) و قليل التناطب (parsimony) بشكل مثالي، و كذلك يقوم بتشخيص النماذج المرشحة التي إما أن تكون مبسطة جدا لاستيعاب البيانات أو معقدة غير ضرورية ومن معايير اختيار الأنموذج الأكثر شيوعا هي^[11]:

2-5-1 أولا: معيار معلومات اكيي (AIC)

Akaike Information criterion

قدم الباحث Akaike عام 1974 معيارا للمعلومات عرف اختصارا بـ AIC فعند توفيق نماذج السلاسل الزمنية ب (h) من المعلمات لبيانات متسلسلة زمنية قيد الدراسة ولتقييم مدى ملائمة تلك النماذج للبيانات بحسب معيار AIC لكل نموج واختيار النموذج الذي يعطي اقل قيمة للمعيار وبذلك فان معيار AIC لايعني شيئا بحد ذاته وإنما يكون مفيداً عند مقارنته بقيم AIC لنماذج أخرى موقفة لنفس مجموعة من البيانات وان صيغة معيار AIC يمكن كتابتها كما يأتي^[11]:

$$AIC = n \ln(\sigma_e^2) + 2h \quad \dots \dots (17)$$

n : تمثل حجم العينة.

σ_e^2 : مقدر تباين بواقي الأنموذج الموفق ويرمز له برمز MSE وبحسب كالاتي:

$$\sigma_e^2 = \frac{1}{n-h} \sum_{t=1}^n (y_t - \hat{y}_t)^2 \quad \dots \dots (18)$$

h : هي رتبة النموذج .

2-5-2 ثانيا: معيار معلومات شوارتز: (SIC)

Schwarz Information criterion

في عام 1978 قدم الباحث Gideon E. Schwarz معيارا جديدا عرف باسم معيار Schwarz ولاحظ الباحثون في هذا المجال أن معيار Schwarz قد يعرف اختزالا بالرمز BIC في بعض المصادر نظرا لأن ه مشابه لمعيار BIC المقدم من قبل Akaike لذا فانه هذا المعيار

لدية عدة رموز SBC و SBIC و SC و SIC ألا أن المصادر الحديثة تعتمد الرمز SIC . عليه تم اختيار الرمز SIC لكي يكون ممثلاً للمعيار في بحثنا هذا وصيغته^[2]:

$$SIC = n \ln(\sigma_e^2) + h \ln(n) \quad \dots \dots (19)$$

n : تمثل حجم العينة.

σ_e^2 : مقدر التباين بواقي النموذج الموفق وبحسب كالاتي:

$$\sigma_e^2 = \frac{1}{n-h} \sum_{t=1}^n (y_t - \hat{y}_t)^2$$

h : هي رتبة النموذج.

2-5-3 ثالثاً: معيار المعلومات حنان - كوين (H-Q):

Hannan-Quinn Criterion

اقترح الباحثان Hannan و Quinn عام (1979) معياراً جديداً لتحديد رتبة الأنموذج

المدرّوس ويدعى بمعيار حنان - كوين Hannan-Quinn Criterion ويرمز (h) H-Q وصيغتها الرياضية^[8]:

$$H - Q = \ln \hat{\sigma}_a^2 + 2hC \ln(\ln n) / n \quad C > 2 \quad \dots \dots (20)$$

أن الحد الثاني أعلاه ينخفض بأسرع مقدار ممكن عند ثبات الرتبة بسبب اللوغاريتم المتكرر.

2-6 فحص النموذج (Model Checkin):

بعد تقدير معاملات النماذج (ARCH , GARCH) المشخص وقيل استخدام الأنموذج

لحساب التنبؤات المستقبلية يتم اختباره للتأكد من ملائمة أو صلاحية الأنموذج وكفائته لتمثيل بيانات السلسلة الزمنية المدروسة، ويتم ذلك باستخدام اختلويين هما^[4]:

أ - معاملات الأنموذج لابد أن تكون ذات معنوية إحصائية أي تختلف عن الصفر معنوياً.

ب - يتم فحص الأنموذج وتدقيقه عن طريق تحليل سلسلة البواقي القياسية (Standardized residuals series) التي تعرف بلصيغة الرياضية الآتية:

$$\tilde{r}_t = \frac{\hat{r}_t}{\hat{\sigma}_t} \quad \dots \dots (21)$$

إذ أن:

\hat{r}_t تمثل سلسلة البواقي القياسية . و \hat{r}_t تمثل سلسلة البواقي (Innovations) . و $\hat{\sigma}_t$ تمثل سلسلة الانحراف المعياري المشروط (Conditional Standard Deviation). حيث يتم حساب سلسلة البواقي من الصيغة $\hat{r}_t = y_t - \hat{\mu}$ للنماذج المدروسة ، أما سلسلة الانحراف المعياري المشروط فيتم حسابه من الجذر التربيعي لمعادلة التباين للنماذج المدروسة بعد تقدير المعلمات . وهناك أسلوبان لفحص مدى الملائمة ، الأول عن طريق رسم معاملات دالة الارتباط الذاتي لسلسلة البواقي القياسية \hat{r}_t ورسم معاملات دالة الارتباط الذاتي لسلسلة البواقي المربعة \hat{r}_t^2 بالصيغة الآتية:

$$\hat{r}_t^2 = \left(\frac{\hat{r}_t}{\hat{\sigma}_t} \right)^2 \quad \dots \dots (22)$$

ومن خلال الرسم يكون واضحاً فيما إذا كانت السلسلتان تتوزعان توزيعاً طبيعياً أم لا، وإذا تحقق ذلك فهذا يعني أن البواقي تتوزع عشوائياً وان الأنموذج جيد وملائم ويمكن استخدامه في التنبؤ .

أما الأسلوب الثاني فهو من خلال استعمال اختبار (Ljung-Box) والذي تم استعماله سابقاً في الجزء الخاص بالتشخيص ولكن هذه المرة يتم التعامل مع سلسلة البواقي القياسية \hat{r}_t وذلك لبيان مدى الملائمة (Adequacy) بالنسبة لـ (Mean Equation) وكذلك مع سلسلة البواقي القياسية المربعة \hat{r}_t^2 لبيان مدى الملائمة (Adequacy) بالنسبة لـ (Volatility Equation).

وتم أيضاً استعمال اختبار (arch test) مرة أخرى في فحص مدى ملائمة النماذج ولكن هذه المرة يتم التعامل مع سلسلة البواقي القياسية \hat{r}_t وذلك لبيان مدى الملائمة (Adequacy) بالنسبة لـ (Volatility Equation).

2-7 التنبؤات Forecasting

يعد التنبؤ آخر مرحلة من مراحل تحليل السلاسل الزمنية وبالأحرى يمثل الهدف النهائي من دراسة السلاسل الزمنية ، وفي أدناه توضيح لعملية التنبؤ لنماذج ARCH , GARCH ولنماذج ARCH(P) وعندما P=1 أي الأنموذج ARCH(1) [5][12] :

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 r_{t-1}^2 \quad \dots \dots (23)$$

فان

The 1-step forecast σ_{h+1}^2

إذ أن h تمثل الأصل (origin) وان h=t-1

$$\sigma_{h+1}^2 = \sigma_h^2(1) = \alpha_0 + \alpha_1 r_h^2$$

The 1-step forecast

$$\sigma_h^2(2) = \alpha_0 + \alpha_1 \sigma_h^2(1)$$

The ℓ -step forecast

$$\sigma_h^2(\ell) = \alpha_0 + \alpha_1 \sigma_h^2(\ell - 1)$$

وفي حالة ARCH(P) فتكون الصيغة أعلاه كما يلي

$$\sigma_h^2(\ell) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \sigma_h^2(\ell - i) \quad \dots \dots (24)$$

أما بالنسبة للأنموذج GARCH(p,q) فتكون بالصيغة الآتية

$$\sigma_h^2(\ell) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \sigma_h^2(\ell - i) + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_h^2(\ell - j) \quad \ell > 1 \quad \dots \dots (25)$$

تتم عملية التنبؤ لنماذج التقلبات (ARCH , GARCH) باستعمال طريقة التنبؤ في العينة (In-Sample Forecasting)، ففي هذه الطريقة سيستعمل مجموعة البيانات الكاملة لسلسلة العود لتقدير لمعلمات النماذج وفي المقارنة بين نماذج التنبؤ المختلفة. ويتم التنبؤ بالتقلبات بعد اختيار عدد من المشاهدات لنماذج التقلبات ويتألف من $(n \times 0.25)$ مشاهدة أي ربع العينة، سيتم استعماله لاختبار القدرة التنبؤية لنماذج التقلبات. هناك عدة مقاييس لتقييم الدقة التنبؤية لنماذج الانحدار الذاتي المشروط بوجود عدم تجانس التباين (ARCH models) في العينة ومن بين هذه المقاييس (RMSE) الجذر التربيعي لمتوسط مربع الخطأ ويمكن أن تعرف على انه الجذر التربيعي لمعدل الفرق التربيعي بين التباين الفعلي وتقلبات التنبؤ (σ_t^2) ونظرا لحالة عدم وجود التباين الحقيقي ملحوظاً تم استخدام مشاهدات السلاسل الزمنية التربيعية (r_t^2) ونتيجة لذلك الجذر التربيعي فان جذر متوسط مربع الخطأ (RMSE) يكون بالصيغة الآتية^[4]:

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (r_t^2 - \hat{\sigma}_t^2)^2} \quad t = 1, 2, \dots, T \quad \dots \dots (26)$$

حيث $\hat{\sigma}_t^2$ هي التباين المشروط المقدر التي تم الحصول عليها من توافق نماذج الانحدار الذاتي المشروط عدم تجانس التباين. جذر متوسط مربع الخطأ (RMSE) منتقد في هذا السياق،

على الرغم من أن r_t^2 مقدر المتسق ل $\hat{\sigma}_t^2$ ، فإنه مع ذلك صاحب ، وبالتالي غير مستقر . ومن المقاييس البديلة مقياس متوسط الخطأ المطلق (MAE) والتي يعرف كالآتي:

$$MAE = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |r_t^2 - \hat{\sigma}_t^2| \quad \dots \dots (27)$$

ومتوسط الخطأ المطلق المئوي (MAPE) يعرف بالعلاقة الآتية:

$$MAPE = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \frac{|r_t^2 - \hat{\sigma}_t^2|}{r_t} \quad \dots \dots (28)$$

ومعايير أخرى تحظى بشعبية كبيرة هي (Thiele's U-statistic) والاختبار (Thiele's U) تستعمل لاختبار دقة التنبؤات المستقبلية (Forecasting) ، والتنبؤات (predictions) وتعرف على أنها :

$$U = \left(\frac{\sum_{t=1}^T (FPE_{t+1} - APE_{t+1})^2}{\sum_{t=1}^T (APE_{t+1})^2} \right)^{\frac{1}{2}} \quad \dots \dots (29)$$

حيث (FPE_{t+1}) هو تغير نسبي متنبأ و يساوي

$$FPE_{t+1} = \frac{(\hat{Y}_{t+1} - Y_t)}{Y_t} \quad \dots \dots (30)$$

و APE_{t+1} هو تغير نسبي فعلي ويساوي

$$APE_{t+1} = \left(\frac{Y_{t+1} - Y_t}{Y_t} \right) \quad \dots \dots (31)$$

إذا كانت التنبؤات جيدة حينذاك U ينبغي أن يكون قريباً من الصفر. أما إذا كانت قيمة (U -) statistic تساوي واحد صحيح فهذا دليل على إن النموذج قيد النظر والنموذج القياسي يتساويان في الدقة ، في حين أن القيمة (U) اقل من واحد $U < 1$ تدل على إن النموذج أفضل من النموذج القياسي . والعكس بالعكس بنسبة ل $U > 1$.

3- الجانب التطبيقي:

يتضمن هذا الجانب دراسة تطبيقية عن بناء واختيار نماذج التقلبات الملائم للبيانات موضوع البحث وهي أسعار الإغلاق اليومي للأسهم باستعمال نماذج الانحدار الذاتي مشروط بوجود عدم تجانس التباين . وتم أيضا دراسة تأثير نوع الخطأ العشوائي للنماذج على دقة النماذج الإحصائية، من خلال دراسة نوع واحد من التوزيعات الإحصائية وهي التوزيع الطبيعي (Gaussian). ثم التنبؤ بالتذبذبات (التقلبات) أسعار الإغلاق اليومي باستعمال طريقة التنبؤ في العينة. وتم استخراج نتائج باستعمال الحاسبة الآلية ومن خلال الاعتماد على برنامج (Eviews.6).

3-1 وصف البيانات:

لقد تم العمل في الجانب التطبيقي اعتمادا على البيانات تخص أسعار الإغلاق اليومية لمؤشر سوق العراق للأوراق المالية (المؤشر اليومي) خلال الفترة 1/ 1 / 2005 إلى 12 / 29 / 2012 ، وقد تم اختيار هذه الفترة بسبب حالة عدم الاستقرار السياسي والاقتصادي في المناطق العراقية وتم احتساب العوائد اليومية y_t باستعمال اللوغريتم الطبيعي للبيانات وفقاً للمعادلة التالية :

$$y_t = \ln P_t - \ln P_{t-1}$$

إذ إن:

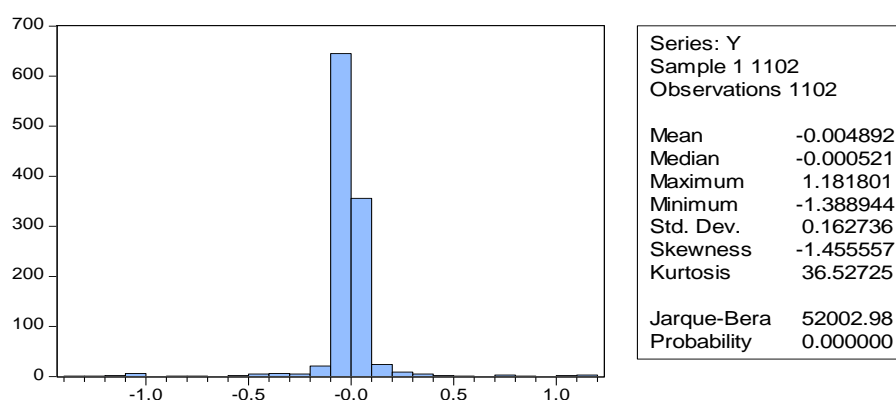
P_t : هو سعر الإغلاق لمؤشر سوق العراق للأوراق المالية عند اليوم t.

P_{t-1} : هو سعر الإغلاق لمؤشر سوق العراق للأوراق المالية عند اليوم t-1 .

وقد تم استثناء أيام عدم التداول في سلسلة الأسعار اليومية، ليتم الحصول بعدها على (1102) مشاهدة .

ويشير جدول رقم (1) إلى الإحصاء الوصفي للعوائد اليومية لمؤشر العراق للأوراق المالية وكذلك الاختبارات الأساسية لبيانات الدراسة.

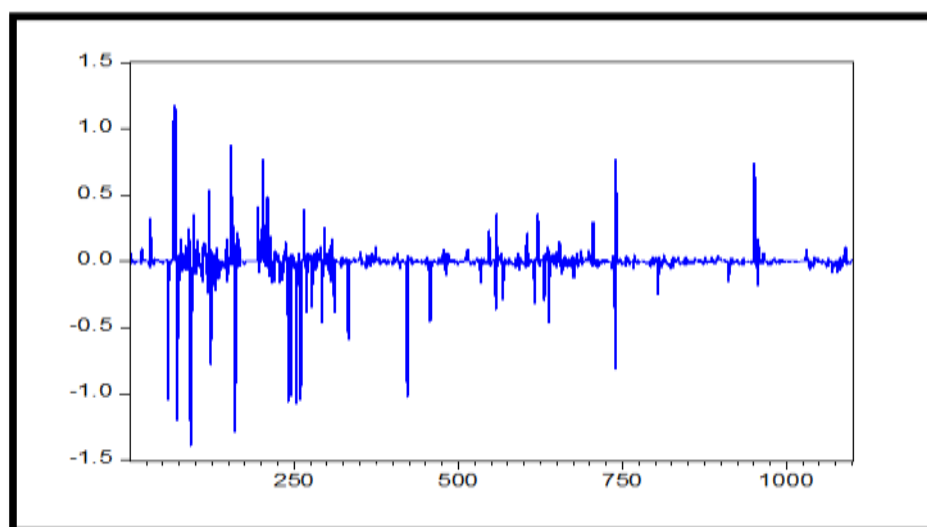
جدول رقم (١) الإحصاء الوصفي والاختبارات الأساسية لبيانات الدراسة



ومن الجدول المذكور يتبين إن اصغر قيمة في السلسلة الزمنية كانت (-1.388944) واكبر قيمة كانت (1.181801) ومن المتوسط للسلسلة الزمنية مساوية لـ (-0.004892)، وبانحراف معياري يهاوي (0.162736) ، ويتبين أيضا أن قيمة معامل التواء skewness=- (1.455557) سالبة وهذا يدل على أن توزيع الأخطاء له ذيل طويل بجهة اليسار (التواء سالب). كذلك يختلف معامل التفلطح (kurtosis) عن قيمة " 3 " المميزة للتوزيع الطبيعي وهو يتراوح في هذه العينة (36.52725)، مما يدل على أن البواقي له أطراف سميقة وتتسم بالتقاطع مما يدل على تشتتها وبالتالي يختلف عن التوزيع الطبيعي ، وهذا ما تؤكدته إحصائية (Jarque-Bera) النبي تشير إلى أن هذه البواقي لا تتبع قانون التوزيع الطبيعي عند مستوى معنوية (5%) ، وهذه ميزة عامة للسلاسل الزمنية المالية .

الشكل (1)

مؤشر الإغلاق اليومي لسلسلة العود y_t



2-3 اختبار البيانات:

١. لاختبار استقرارية سلسلة العودة (y_t) من عدمه نستعمل اختبار جذر الوحدة لديكي فولر (Augmented Dickey Fuller) التي تم توضيحه في مرحلة التشخيص ، والنتائج الاختبار معروضة في الجدول رقم (2).

جدول رقم (2)

Augmented Dickey- Fuller test to y_t seriesNull hypothesis: y_t has a unit root

		t - Statistics	Probability
Augmented Dickey Fuller Test Statistic		-27.48347	0.00000
Test Critical values	1% level	-3.436073	
	5% level	-2.863955	
	10% level	-2.568107	

- النتائج المعروضة في الجدول رقم (2) تبين رفض فرضية جذر الوحدة (unit root) لسلسلة العودة عند مستوى دلالة 5% ، وهذا يشير إلى أن سلسلة العودة للمؤشر اليومي لسوق العراق للأوراق المالية سلسلة مستقرة (Stationary) وهذا يجنبنا الحصول على نتائج زائفة (Spurious) أي الناتجة عن استعمال معاملات غير مستقرة .
٢. بناءً على اختبار ARCH-LM (Lagrange Multiplier) والذي تم توضيحه في مرحلة التشخيص، يمكننا التحقق من وجود أثر ARCH في البواقي. ومن خلال النتائج المعروضة في الجدول رقم (3).

جدول رقم (3)

ARCH test for the residuals

Null hypothesis: There is No ARCH Effect

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-Statistic	170.3498	Prob. F(1,1099)	0.0000
Obs*R-Squared	147.7569	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

- يتبين أن قيمة احتمال كل من (F-Statistic و Observed R-Squared) اقل من (0.05) وقد اخترنا فترة إبطاء (1) من اجل دمج تأثير ARCH ، ووفقا للنتائج يتم رفض فرضية عدم أي عدم وجود تأثير ARCH وبالتالي فإن البواقي تتميز بوجود تأثير ARCH بمعنى آخر يوجد تأثير لـ (heteroscedasticity) .

٣. لمعرفة مدى عشوائية سلسلة العود للوغاريتمية تم استعمال اختبار (Ljung-Box) والتي تم توضيحه في مرحلة التشخيص، والنتائج موضحة في الجدول رقم (4).

جدول رقم (4)

Ljung-Box Test for residuals

Null hypothesis: There is no serial correlation

series	Lag	Q-Statistic	p-value
Res	10	83.196	0.000
Res	15	90.679	0.000
Res	20	97.265	0.000
Res	25	115.20	0.000

تبين من قيم العمود p-value في الجدول (4) رفض فرضية العدم عند مستوى معنوية (0.05) وهذا يعني بان سلسلة العود للوغاريتمية أسعار إغلاق اليوم تعاني من وجود ارتباط متسلسل عند الإزاحات (25, 20, 15, 10) المدروسة وذلك لان القيم كانت جميعها اصغر من 0.05. أي يوجد تأثير لـ ARCH، وبالتالي هنالك حالة من عدم التجانس التباين (Heteroscedasticity)، وهذا يدل على أن التغيرات الكبيرة في الأسعار تكون متبوعة بتغيرات كبيرة والتغيرات الصغيرة تكون متبوعة بتغيرات صغيرة لكن دون إمكانية معرفة اتجاه هذه التغيرات التابعة. وتعد نماذج الانحدار الذاتي مشروطة بوجود عدم تجانس التباين (ARCH families) وسيلة مناسبة لالتقاط وإبراز هذه الظاهرة كما تمكننا هذه النماذج من التقاط المميزات الثلاثة الملاحظة على معطيات سلسلة العود والمتمثلة في وجود قمة أعلى من قمة التوزيع الطبيعي (Leptokurtic)، عدم التناظر (Skewed) والتقلبات المتجمعة (Volatility clustering).

3-3 تقدير النماذج:

تم في هذه المرحلة تقدير معاملات نماذج الانحدار الذاتي المشروطة بأخطاء غير متجانسة وتمثل بنماذج ARCH, GARCH التي سيتم دراستها للوصول إلى أفضل أنموذج لتمثيل البيانات وذلك باستعمال طريقة إيمان الأعظم وتم دراسة أكثر من أنموذج وبرتب م عينة مع افتراض إن الأخطاء تتوزع توزيعاً طبيعياً والنتائج معروضة في الجداول رقم (5) (6).

جدول رقم (5)

تقديرات الإمكان الأعظم للأنموذج ARCH(P)

معاملات	ARCH(1)	ARCH(2)	ARCH(3)	ARCH(4)
μ	-0.008749 (0.0110)	-0.008924 (0.0091)	-0.008822 (0.0110)	-0.004238 (0.1970)

α_0	0.015066 (0.0000)	0.015132 (0.0000)	0.015103 (0.0000)	0.012829 (0.0000)
α_1	0.686824 (0.0000)	0.709816 (0.0000)	0.676822 (0.0000)	0.450988 (0.0000)
α_2	-	-0.008133 (0.0006)	-0.008387 (0.0000)	-0.006857 (0.0000)
α_3	-	-	0.004611 (0.2919)	-0.011022 (0.0000)
α_4	-	-	-	0.542262 (0.0000)

ملاحظة: القيم داخل القوس تدل على قيم P-value

نلاحظ من الجدول (5) إن الحد الثابت في معادلة الوسط الحسابي معنوية عند مستوى معنوية (5%) باستثناء الحد الثابت في أنموذج ARCH(4) وهي غير معنوية، ولكن تم الإبقاء على معنوية (5%) للسماح بوجود اتجاه متوسط (Average Trend) في السلسلة الزمنية حيث تم استخدام الفرق الأول في جميع النماذج. وعند تفحص نتائج التقديرات لأنموذج ARCH في حالة الخطأ يتوزع توزيعاً طبيعياً، نلاحظ أن المعلمات المقدرة في معادلة التباين تختلف معنوياً عن الصفر، بينما المعلمة المقدرة (α_3) لا تختلف معنوياً عن الصفر في الأنموذج ARCH(3).

جدول رقم (6)

تقديرات الإمكان الأعظم للأنموذج GARCH(p,q)

معاملات	GARCH (1,1)	GARCH (1,2)	GARCH (2,1)	GARCH(2,2)
μ	- 0.006696 (0.0215)	- 0.005909 (0.0476)	- 0.005954 (0.0428)	-0.005774 (0.1232)
α_0	0.002202 (0.0000)	0.002982 (0.0000)	0.001957 (0.0000)	0.02841 (0.0000)
α_1	0.212576 (0.0000)	0.270723 (0.0000)	0.282651 (0.0000)	0.318124 (0.0000)
β_1	0.744296 (0.0000)	0.320491 (0.0000)	- 0.105376 (0.0009)	-0.210713 (0.0000)
α_2	-	-	0.776489 (0.0000)	0.621501 (0.0000)
β_2	-	0.337681 (0.0000)	-	0.173850 (0.0000)

ملاحظة: القيم داخل القوس تدل على قيم P-value

تشير النتائج في الجدول رقم (6) الى إن الحد الثابت في معادلة الوسط الحسابي يختلف معنوياً عن الصفر، باستثناء الحد الثابت في أنموذج GARCH(2,2) وهي غير معنوية، وفي

معادلة التباين نلاحظ أن المعلمات المقدرة تختلف معنويًا عن الصفر عند مستوى معنوية (5%).

3-4 اختيار النموذج الملائم:

سيتم في هذه المرحلة اختيار أفضل أنموذج والذي سنستعمله في التنبؤ بالتقلبات المستقبلية لتمثيل البيانات بالاعتماد على أقل قيمة لمعايير (AIC , SIC , H-Q) ومعنوية المعلمات المقدرة، وكذلك بالاعتماد على أكبر قيمة لمعيار الإمكانية العظمى، والجدول (7) يبين النماذج المقدرة المتنافسة للبيانات وقيم الإمكان الأعظم للوغاريتمية وقيم المعايير (AIC , SIC , H-Q) حسب توزيع الخطأ العشوائي للنماذج.

جدول رقم (7)

مقارنة النماذج المقدرة بطريقة الإمكان الأعظم

النماذج	Log-Likelihood	Akaike information criterion (AIC)	Schwarz information Criterion (SIC)	Hannan-Quinn Criterion (H-Q)
ARCH(1)	643.5643	-1.1625 49	-1.1489 25	-1.157395
ARCH(2)	646.91 25	-1.1668 10	-1.1486 44	-1.159938
ARCH(3)	647.2549	-1.165617	-1.142909	-1.159938
ARCH(4)	678.8382	-1.221122	-1.193872	-1.210814
GARCH(1, 1)	745.55 43	-1.3458 33	-1.3246 67	-1.3389 62
GARCH(1, 2)	747.7874	-1.348071	-1.325363	-1.339482
GARCH(2, 1)	746.6443	-1.345997	-1.325363	-1.337407
GARCH(2, 2)	726.7300	-1.308040	-1.280790	-1.297732

عند استعمال معايير (AIC , SIC , H-Q) ومعيار لوغاريتم الإمكان الأعظم نجد أن الأنموذج GARCH(1,2) متقدما على النماذج الأخرى بالنسبة إلى سلسلة العود اللوغاريتمية لمؤشر الإغلاق اليومي لسوق العراق للأوراق المالية لأنه يمتلك أقل قيمة للمعايير ، وكذلك يعطي

اكبر قيمة للوغاريتم الإمكان الأعظم وبالتالي اعتبر النموذج المولد لتقلبات (تباينات) عوائد المؤشر .

نموذج GARCH(1,2) للتنبؤ بتقلبات مؤشر الإغلاق اليومي لسوق العراق للأوراق المالية وفقا للمعالم المقدرة في النموذج أدناه :

$$y_t = \mu + r_t, \quad r_t = \sigma_t \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 r_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \beta_2 \sigma_{t-2}^2$$

وبالتعويض عن قيم المعلمات يكون النموذج بالصيغة التالية :

$$y_t = -0.005909 + r_t, \quad r_t = \sigma_t \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = 0.002982 + 0.270723 r_{t-1}^2 + 0.320491 \sigma_{t-1}^2 + 0.337691 \sigma_{t-2}^2$$

3-5 فحص ملائمة النموذج:

بعد تشخيص النموذج الملائم وتحديد درجته وتقديره لسلسلة العوائد اللوغاريتمية مؤشر الإغلاق اليومي لسوق العراق للأوراق المالية لابد من ال تأكيد أيضا من صحة ملائمة النموذج وكفاءته، وتتم ذلك من خلال تطبيق اختباري Ljung-Box و ARCH-LM للبواقي ولمربعات البواقي (الأخطاء) والتي تم ذكرهما في مرحلة التشخيص . حيث يتم تطبيق إحصاء Q لاختبار ARCH-LM و Ljung-Box لفحص ملائمة النماذج أي لاختبار المعنوية الإحصائية للارتباطات الذاتية للبواقي ولمربعات البواقي ، والجدول رقم (8) و (9) يوضحان نتائج الاختباري للبواقي ولمربعات البواقي للنموذج GARCH(1,2) .

جدول رقم (8)

ARCH test for the residuals for GARCH(1,2) Model

Null hypothesis: There is No ARCH Effect

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-Statistic	0.016608	Prob. F(1,1099)	0.8975
Obs*R-Squared	0.016638	Prob. Chi-Square(1)	0.8974

جدول رقم (9)

اختبار Ljung-Box للسلاسل البواقي القياسية ولمربعات البواقي لنموذج GARCH (1,2)

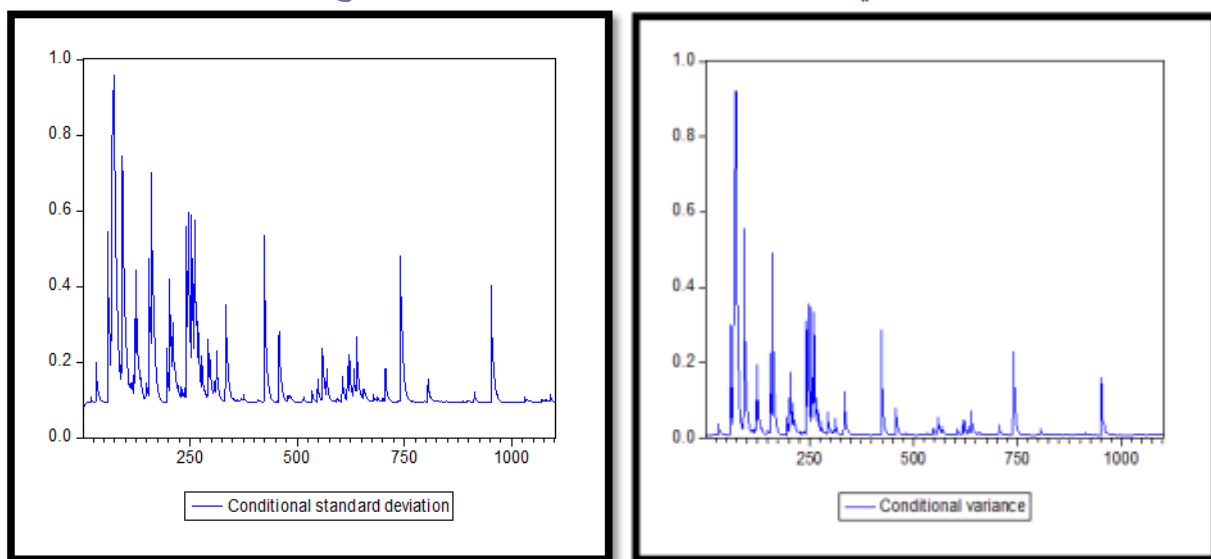
Series	Lag	Q-Statistic	p-value
Res	10	9.5673	0.479
Res	15	12.029	0.677
Res	20	13.715	0.845
Res	25	14.478	0.953
Res ²	10	4.6065	0.916

Res^2	15	6.0852	0.978
Res^2	20	7.4252	0.995
Res^2	25	7.9394	1.000
Residuals : Res (البواقي) Squared Residuals : Res^2 (مربعات البواقي)			

يتبين من الجدول رقم (11) و (12) بان قيم p-values للاختبارات اكبر من (0.05) وهذا يعني بأننا لا نرفض فرض يات عدم عند الإزاحات المدروسة ، والتي تعني بأن الارتباطات الذاتية للمربعات البواقي غير معنوية وغياب تأثير ARCH في البواقي مما يشير إلى أن البواقي عشوائية وتتنوع بشكل مستقل لكل أنموذج ، مما يؤكد إن توفيق نماذج الانحدار الذاتي مشروطة بوجود عدم تجانس التباين قيد الدراسة مفضلة كافية لتصحيح الارتباط المتسلسل لسلسلة العوائد في معادلة التباين الشرطية وجيدة وملئمة لتمثيل تقلبات البيانات.

شكل (2)

تقلبات مؤشر الإغلاق اليومي لسوق الأوراق المالية العراقية حسب أنموذج GARCH(1,2)



يستعمل الانحراف المعياري الشرطي (Conditional standard deviation) أو التباين الشرطي (Conditional variance) المستخرج من نماذج الانحدار الذاتي مشروطة بوجود عدم تجانس التباين كمقياس لتقلبات أسعار الإغلاق اليومي.

3-6 التنبؤ بالتقلبات (Volatility Forecasting)

بعد تحديد الأنموذج الملائم للسلسلة الزمنية من خلال مراحل التشخيص والتقدير وفحص ملائمة الأنموذج الذي يتم استخدامه في التنبؤ بالتقلبات ، وتمت عملية التنبؤ لأنموذج التقلبات

باستعمال طريقة التنبؤ في العينة In-Sample Forecasting، حيث تم استخدام الأنموذج المقدر GARCH(1,2) للتنبؤ بتقلبات أسعار الإغلاق اليومي، وفي هذه الطريقة يتم التنبؤ بالتقلبات بعد اختيار عدد من المشاهدات لأنموذج التقلبات المقدر ويساوي (275) مشاهدة وتمثل ربع العينة، أي التنبؤ بالتقلبات اليومية لأسعار الإغلاق اليومي بعد الفترة القادمة لـ (275) ولـ (15) يوماً، وكما هو في الجدول (10) والشكلين (3) و(4).

جدول رقم (10)

المعدلات اليومية المنتبأ بها ومتوسط الخطأ وانحراف الخطأ وحدود الثقة 95% والتباين الشرطي المنتبأ بها لتقلبات أسعار الإغلاق اليومي للأسهم

Period	Mean Forecast	Mean Error	Standard Error	GARCH (1,2) Forecast	Lower Limit	Upper Limit
276	- 0.005909	0.0549 85	0.1429 34	0.02042 1	- 0.29 18	0.2 79 9
277	- 0.005909	0.0375 56	0.1516 64	0.02299 3	- 0.30 93	0.2 97 5
278	- 0.005909	0.0053 88	0.1532 53	0.02347 2	- 0.31 24	0.3 00 6
279	- 0.005909	0.0176 01	0.1569 48	0.02462 3	- 0.31 98	0.3 08 0
280	- 0.005909	0.0283 78	0.1596 10	0.02546 6	- 0.32 52	0.3 13 4
281	- 0.005909	0.0273 78	0.1623 65	0.02635 3	- 0.33 07	0.3 18 9
282	- 0.005909	0.0053 88	0.1648 37	0.02716 2	- 0.33 56	0.3 23 8
283	- 0.005909	0.0605 69	0.1671 80	0.02794 0	- 0.34 03	0.3 28 5
284	- 0.005909	0.0176 01	0.1693 59	0.02867 3	- 0.34 47	0.3 32 9

2 8 5	- 0.005909	0.0943 35	0.1714 01	0.02936 9	- 0.34 88	0.3 36 9
2 8 6	- 0.005909	0.0264 41	0.1733 13	0.03002 8	- 0.35 26	0.3 40 8
2 8 7	- 0.005909	0.0660 13	0.1751 06	0.03065 3	- 0.35 62	0.3 44 3
2 8 8	- 0.005909	0.0053 88	0.1767 88	0.03124 5	- 0.35 95	0.3 47 7
2 8 9	- 0.005909	0.0053 88	0.1783 67	0.03180 6	- 0.36 27	0.3 50 9
2 9 0	- 0.005909	0.1166 14	0.1798 51	0.03233 7	- 0.36 57	0.3 53 8

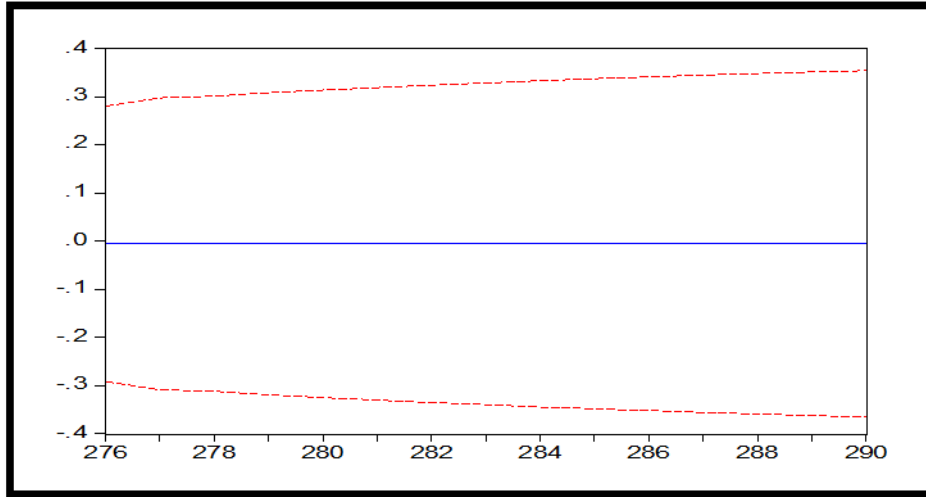
ومن النتائج في الجدول رقم (10)، نلاحظ بان السلسلة المتوقعة قريبة من السلسلة الفعلية

لتقلبات أسعار الإغلاق اليومي لأن قيم خطأ التنبؤ والمتمثلة بـ (Mean Error) صغيرة جدا.

الشكل (3)

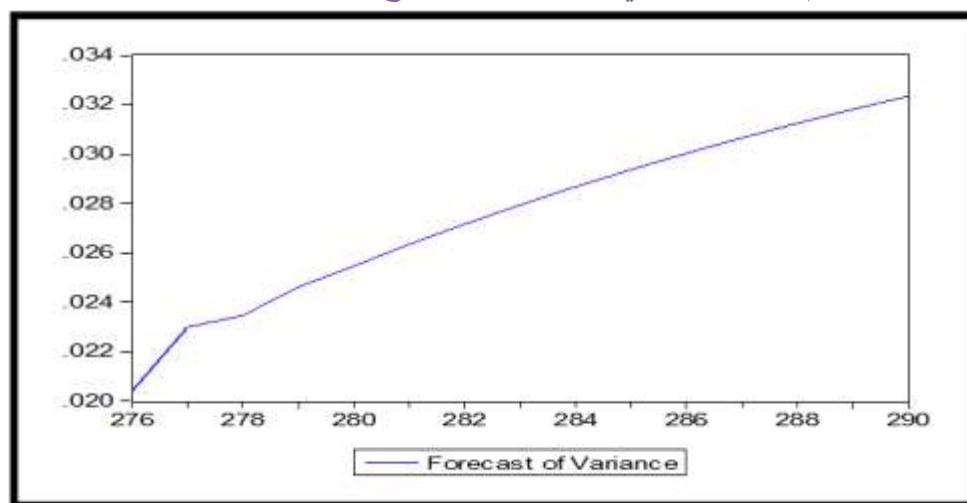
القيم المتنبأ بها وحدود الثقة لتقلبات

أسعار الإغلاق اليومي للأسهم بالأنموذج GARCH(1,2)



الشكل رقم (4)

قيم التباين الشرطي المتباها للانموذج GARCH(1,2)



3-7 أداء التنبؤ للتقلبات (عدم الثبات)

The Performance of Volatility Forecasting

إن الغرض من التنبؤ ضمن العينة أن تختبر القوة التوقعية للأنموذج، ولذلك فإن من غير الضروري أن يكون الأنموذج الذي تم اختياره هو الذي يعطي أفضل تنبؤ، ومن هذا السياق فإن هنالك بعض اختبارات الدقة التنبؤية (أداء التنبؤ)

ك (Theil inequality Coefficient, MAPE, MAE, RMSE) والذي تمت الإشارة إليه في مرحلة التنبؤ والذي يجب أن يتم، حسابه والجدول رقم (11) يبين أداء التنبؤ.

جدول رقم (11)

Forecasting Performance of GARCH(1,2)

Model	RMSE	MAE	MAPE	Thiel's U – test
GARCH(1,2)	0.10159	0.06086	351.638	0.94509
)	5	6	2	9
GARCH(2,1)	0.10159	0.06088	353.957	0.94571
)	6	7	5	7

ومن النتائج المعروضة في الجدول المذكور نلاحظ أن معايير الدقة التنبؤية (RMSE, MAE, MAPE, Thiel's U – test) للأنموذج GARCH(1,2) اقل مقارنة بالأنموذج الآخر، أي أن أفضل أنموذج للتنبؤ بالتقلبات هي التي تعطي أقل قيمة للمعايير الأربعة، وان المعيار (Theil inequality Coefficient) اقل من واحد وهذا بدور هيشير إلى أن الأنموذج

دقيق إلى حدك بير. وبالتالي فإنّ الأنموذج GARCH(1,2) هو أفضل وأحسن انموذج للتنبؤ بالتقلبات لأسعار الإغلاق اليومي لسوق العراق للأوراق المالية. اختيار الأنموذج GARCH(2,1) هنا، لكونه يعد ثاني أفضل أنموذج ، وذلك يبدو أنه تمثل (تطابق) البيانات بشكل جيد كما إنها تمتلك دالة ا لإمكان الأعظم وهو اصغر بقليل من ما يمتلكه الأنموذج GARCH(1,2)، وكما إنه يمتلك قيم ومعايير المعلومات (AIC,SIC,H-Q) قريبة جدا من قيم معايير الأنموذج GARCH(1,2).

الاستنتاجات والتوصيات

الاستنتاجات:

يمكن تلخيص أهم الاستنتاجات بما يلي:

1. توصل الباحث من خلال النتائج التطبيقية لاستعمال نماذج الانحدار الذاتي مشروط بوجود عدم تجانس التباين إلى دليل يدل على وجود التقلبات (عدم الثبات) أي عدم تجانس التباين في البيانات الحقيقية لأسعار الإغلاق اليومي لسوق العراق للأوراق المالية.
2. تشير ايجابية المعلمات في معادلة التباين لل نموذج GARCH(1,1) إلى أن التقلب الشرطي يرتفع أكثر بعد الصدمة السالبة مقارنة بالارتفاع بعد الصدمة الموجبة ، وكان مجموع معلمات الأنموذج GARCH(1,1) قريبا إلى الواحد $\alpha_1 + \beta_1 = 0.956872$ وهذا يضمن استمرارية صدمات التقلب (Volatility Shock) في سوق العراق للأوراق المالية وهذا يدعم نتائج اختبار جذر الوحدة لديكي فولر (Augmented Dickey- Fuller test) في الجدول رقم (2) وبالنظر إلى قيم المعاملات α_1 ، β_1 نلاحظ أن قيمة β_1 هي اكبر وهذا يدل على أن أثر المعلومات والأخبار القريبة في سوق العراق للأوراق المالية هي الأكثر تأثيرا من المعلومات والأخبار البعيدة والتي تمثلها قيم α_1 .

3. أظهرت نتائج البحث أن التشخيص القائم على البواقي من خلال القيم P- (Value) للاختبارات العشوائية Ljung-Box و ARCH-LM للبواقي ولمربعات البواقي الناتجة عن استعمال الأنموذج هي اكبر من (0.05) والتي تعني بان الارتباطات الذاتية للبواقي ولمربعات البواقي غير مترابطة معنويا وغياب تأثير ARCH لـ في البواقي، وهذا ما يؤكد كفاية عالية لاختبار الأنموذج ، وقابليته على التنبؤ بمعدلات التقلبات اليومية لأسعار الإغلاق اليومي.

٤. اظهر البحث إن نماذج الانح دار الذاتي المشروطة بوجود عدم تجانس التباين قادرة على عمل التنبؤات الأكثر دقة للتقلبات بتزويدنا بأفضل أداء للتنبؤات في العينة.

التوصيات:

١. إن هذا البحث يظهر بوضوح انه يمكن الاعتماد عليه لاستعم اله أفضل النماذج لملائمة التنبؤ بالتقلبات، لذا نوصي بالاعتماد على هذه النماذج والصيغة المعتمدة للتنبؤ بالتقلبات بغية الاستفادة منها ولاسيما الجهات ذات العلاقة واستعمال تقديرات التنبؤات لتقلبات أسعار الإغلاق اليومي لأخذ الحيطة والحذر ولأغراض التسعير.
٢. نوصي بتوسيع القاعدة التطبيقية لهذا البحث ليشمل متغيرات أخرى مثل أسعار صرف الدولار وأسعار الذهب وغيرها من المتغيرات المالية والاقتصادية واخذ البيانات لفترات أطول وذلك باستخدام نماذج GARCH متعدد المتغيرات لغرض بناء أفضل أنموذج لملائمة البيانات والتنبؤ الدقيق بالتقلبات الحقيقية في المستقبل . مثال: اشتراك سعر الصرف والعرض النقدي في الأنموذج Multivariate-GARCH Model .
٣. ضرورة إعطاء الأهمية الكافية للدراسات القياسية والتنبؤية بما يخص مختلف الظواهر الاقتصادية.
٤. نوصي بالتفعيل الفعلي لأداء سوق العراق للأوراق المالية من قبل الجهات الحكومية وفي التحكم بأسعار السوق وعدم جعل تجار السوق السوداء يسيطرون على التحكم بأسعار الأسهم حسب مصالحهم المادية ، ومعاينة المتجاوزين.

المصادر

References :

- [1] Akaike, H (1974), "A new look at the statistical model identification". IEEE transactions on automatic control ,19, pp. 719-723.
- [2] Andersen,G., Bollerslev,.T and X., Francis,(2002) " Parametric and Nonparametric Volatility Measurement," Department of Finance, Kellogg School of Management, Northwestern University.
- [3] Bollerslev, T., (1986) " Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity " Journal of Econometrics, Vol.31, pp . 307-327.
- [4] Bollerslev, T., R.Y. Chou and K.F. Kroner (1992), "ARCH Modeling in Finance: A Selective Review of the Theory and Empirical Evidence", Journal of Econometrics, 52, 5-59.
- [5] Edward, N. (2011): "Modeling and Forecasting using Time Series GARCH Models: An Application of Tanzania Inflation Rate Data". Master

thesis of Science (Mathematical Modeling) of the university of Dares Salaam, Morocco.

[6] Engel, R. F.(1982) " Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom," *Econometric*, Vol 50, No (4), July.

[7] Haydee L. Ramon, (2008) " Forecasting the Volatility of Philippine Inflation using GARCH Models " Center for Monetary and Financial Policy, Working Paper series #1, BANGKO SENTRAL NG PILIPINAS.

[8] Hamilton, J., (1994) " Time series Analysis," New Jersey.

[9] Li ,C., (2007) " On Estimation of GARCH Models with an Application to Nordea Stock Prices, "Department of Mathematics, University of Uppsala.

[10] Louzis, D. P., Xanthopoulos-Sisinis, S., & Refines, A. P. (2010). " Stock index realized volatility forecasting in the presence of Heterogeneous leverage effects and long range dependence in the volatility of realized volatility, ". *International Conference on Applied Economics – ICOAE*, 465-478.

[11] Musaddiq, T. (2012): " Modeling And Forecasting the Volatility of Oil Futures Using the ARCH Family Models ". *The Lahore Journal of Business* 1:1: pp. 79-108.

[12] Vee, D Ng C. and Gonpot, P. N., Sookia, N. (2011): "Forecasting Volatility of USD/MUR Exchange Rate using a GARCH(1,1) Model With GED and Students-t error". *University of Mauritius Research Journal*, Reduit, Mauritius, Volume 17.

[13] Zheng, Y., Kinnucan, H. W. & Thompson, H. (2008). News and Volatility of Food Prices. *Applied Economics*, 40(13): 1629-1635.