

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

احمد شامار يادكار

أ.م.د. فراس أحمد محمد

كلية الادارة والاقتصاد

كلية الادارة والاقتصاد

جامعة بغداد

جامعة بغداد

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

تاریخ قبول النشر ٢٠١٤/٩/١٨

تاریخ استلام البحث ٢٠١٤/٩/١

المستخلص:

يهدف هذا البحث إلى إيجاد نماذج التقلبات لأسعار الإغلاق اليومي لسوق العراق للأوراق المالية من فترة (2005 - 2012) باستعمال نماذج الانحدار الذاتي مشروطة بوجود عدم تجانس التباين عندما يتبع توزيع الأخطاء التوزيع الطبيعي الذي يأخذ 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 الأعظم، ومن ثم تم فحص مدى ملائمة الأنماذج ، وذلك عن طريق استعمال عدد من الاختبارات من أجل تحديد مدى ملائمة النماذج التي تم تقديرها للبيانات المدروسة ، ثم التنبؤ بالتقديرات (عدم الثبات) لأسعار من خلال التنبؤ بتقلبات أسعار الإغلاق اليومية باستعمال طريقة التنبؤ في العينة. وتبين من نتائج التطبيق على البيانات المدروسة إن أفضل أنماذج للتنبؤ بتقلبات أسعار الإغلاق اليومي هو أنماذج GARCH(1,2) وبدون أي تأثيرات لـ ARCH في الأنماذج وذلك بالاعتماد على معيار أكايكي (AIC) و شوارتز (SIC) وحان كوين (H-Q)، ومعنوية المعلمات المقدرة لـ لأنماذج ودقة التنبؤ بالاعتماد على بعض معايير الدقة التنبؤية.

الكلمة الافتتاحية: GARCH، ARCH ، سلسلة العودة (مؤشر سوق الأسهم)، جذر الوحدة، التنبؤ بالتقديرات، 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

١- المقدمة:

دخل موضوع السلسل الزمنية مجالات واسعة في حياتنا وعلى وجه الخصوص المجالات الاقتصادية وبالتحديد المالية منها تحت عنوان السلسل الزمنية المالية إذ شهد أواخر العقد الأخير من القرن الماضي تطويراً سريعاً في مجال سوق الأوراق المالية (Stock Exchange) أو ما يطلق عليه بالبورصة ، وهنا بدا الاهتمام بدراسة السلسل الزمنية المالية (Financial time series) والذي يمتاز بنوع من عدم الثبات أو الالاقين 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 والمحليه وحتى بعض المتغيرات الا اقتصادية (التضخم و أسعار الأسهم) تتميز بخاصية التقلبات (Volatility) وهذه الخاصية تعني حصول تقلبات كبيرة خارجة عن المألوف مثلا في أسعار الأسهم أو عدد الأسهم المتداولة وبطبيعة الحال أن هذه التقلبات تكون غير محبذة من قبل المستثمرين أو حتى صناع القرار والسياسيين لأنها تخلق نوع من الالاقين 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 الـ مالية العربية هي سوق العراق للأوراق المالية وهي من الأسواق التي تأثرت بالأزمة المالية العالمية، ولأجل معالجة مثل هذا 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 . 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 أجل عملية بناء النموذج الملائم لمؤشر سوق العراق تم جمع بيانات السلسلة 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 ادى إلى عدم استقرار هذه الأسعار وبالتالي إلى عدم استقرار السوق.

هدف البحث:

يهدف هذا البحث إلى استعراض الجانب النظري لنماذج الانحدار الذاتي المشروطة بعدم تجانس التباين (ARCH, GARCH) وكذلك إلى صياغة أفضل نموذج 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 نموذج ملائم للبيانات من مجموعة من نماذج المقترحة وتقدير معالم النموذج وفحص مدى ملائمة النموذج وأخيراً محاولة أجراء تنبؤات مستقبلية لأسعار تلك الأسهم مما يشكل تغيراً 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 التأكيد (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، وثم التقدير ، مع دراسة بعض معايير تحديد الرتبة بالإضافة إلى الاختبارات الخاصة بفحص مدى ملائمة الأنماذج منتهاها بمرحلة التنبؤ.

٧- ١- ٢ نماذج الانحدار الذاتي مشروطة بعدم التجانس :ARCH(P)

Autoregressive Conditional Heteroscedastic

عادة ما يكون تشتت الأخطاء 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 ($P \geq 1$) واحد من النماذج التي تتعامل مع هذا نوع من البيانات والتي يمكن صياغته بالشكل الآتي ^[8] :

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

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

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

Or

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

إذ إن ($\mu > 0$) و ($\alpha_i \geq 0$ for $i > 0$) تمثل معلمات النموذج (Parameters) . و إن y_t تمثل سلسلة العودة (Return Series) وهي سلسلة غير مرتبة (uncorrelated) وان μ يمثل متوسط سلسلة العودة ، أما ε_t فهي سلسلة مستقلة ومتماطلة التوزيع (Identically and Independently Distributed) وتتبع التوزيع الطبيعي القياسي بمتوسط 0 وتبالين 1 (Independent Distribution) وبطريق على المعادلة (1) بمعادلة المتوسط (Mean equation) وعلى المعادلة (2) بمعادلة عدم الثبات (Volatility equation) .

ومما يأخذ على هذا الأنماذج في الأعمال التطبيقية إن التوسع في قيم (P) قد ينتج عنه قيم لـ α سالبة^[5] وهذا ما ينافي إحدى فرضيات الأنماذج . ومواجهته لهذه المشكلة اقترح بولرسلاف (Bollerslev 1986) ما يعرف بأنموذج الانحدار الذاتي المعمم مشروطًا بعدم التجانس (GARCH). من خلاله يمكن للمتغير الداخلي للالمعادلة (2) أن يكون متأخرًا ضمن المتغيرات المفسرة له وهذا يجعلنا ننتقل من أنماذج (ARCH) إلى أنماذج (GARCH) .^[3]

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

يمكن أن تعرف نماذج (GARCH) من الدرجة ($P \geq 1$ & $q \geq 1$) 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 ($\alpha_i \geq 0, \beta_j > 0 \text{ for } i > 0, j > 0$) تمثل معلمات النموذج (Parameters) ويعود 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 الباقي 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 (GARCH) ويعرف بطرف (GARCH). وان كتابة (1, 1) GARCH تعني أن هناك طرف GARCH من الدرجة الأولى وطرف ARCH من الدرجة الأولى. فكما نلاحظ فإن p عن درجة طرف ARCH و q هي درجة طرف GARCH يعرف التباين غير مشروط 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^[6] (Covariance-stationary) هو:

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

يمكن كتابة هذا الأنماذج بشكل آخر. وبعد افتراض أن $v_t = r_t^2 - \sigma_t^2$ وتعويض σ_t^2 في المعادلة السابقة نحصل على:

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

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

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

2-3 التشخيص : (Identification)

تبدأ تحليل السلسلة 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 الاستقرارية من عدمها في تحليل السلسلة الزمنية وبشكل مخصص عدم استقراريته في الوسط ، والتي تكون ملزمة في أغلب الأحيان للسلسلة الزمنية المالية بالإضافة إلى خاصية عدم الثبات (Volatility) . ويتم معالجة عدم استقرارية الوسط عن طريق تحويل السلسلة الأصلية غير مستقرة سلسلة الأسعار (Price series) إلى سلسلة العودة (Return series) المستقرة وذلك عن طريق استعمال التركيبة المستمرة (Continuous compounding) وكما يلى [7] :

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

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

يتميز سلسلة العودة المالية بالتلقيبات المتجمعة (تبذبب عنقودي) (Volatility Clustering) الذي يدل على أن التغيرات الكبيرة في الأسعار تتبعها تغيرات كبيرة والغيرات 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 يتميز بأطراف سميكة (fat tails) مقارنة بالتوزيع الطبيعي للتأكد من هذا نلجأ لحساب معامل التقطاح (Kurtosis) والتي تعطى بالعلاقة الآتية [1][13] :

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

إن هذا المعامل في حالة توزيع طبيعي يكون مساوياً ل " 3 " ، عندما يكون أكبر من هذه القيمة ، كما هو عادة الحال في العوائد المالية^[13] ، فهذا يعني أن هذا التوزيع يتميز بقمة أعلى من قمة التوزيع الطبيعي (Leptokurtic). كذلك من الدلائل على أن السعر أو العائد لا يتبع التوزيع الطبيعي نجد أن معامل الإنلواء (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 مساوياً ل " 0 " فهذا يعني أن التوزيع متناظر بينما القيمة سالبة تعني أن للتوزيع ذيلاً طويلاً من جهة اليسار أما القيمة الموجبة تعني أن للتوزيع ذيلاً طويلاً 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 الإنلواء (الالتواز) والتقطح للسلسلة قيد الدراسة مع معاملين الآلتواز والتقطح 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 الإنلواء (التواز) ، K تمثل معامل التقطح و k يمثل عدد المعلمات المقدرة المستعملة في توليد السلسلة . في حالة فرضية العدم أي التوزيع الطبيعي تكون هذه الإحصائية تتبع قانون مربع للا يأتي بدرجة حرية " 2 " (χ^2_2) .

٣-٢-٢ اختبار نماذج ARCH ، GARCH

٣-٢-١ أولاً: اختبار جونغ بوكس

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

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

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

أما إحصاءات الاختبار فيمكن حسابها باستخدام الصيغة الآتية:

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

إذ أن :

n: تمثل حجم العينة (عدد مشاهدات السلسلة 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 الأنماذج .
 $r_t^2 = y_t - \mu$ ومن ثم للسلسلة

تقارن قيمة إحصاء الاختبار **$Q_{(m)}$** مع القيمة الجدولية لاختبار مربع كاي بدرجة حرية **p**- **$\chi^2_{(m-p)}$** وعن مستوى معنوية **α** فإذا كان **$Q_{(m)} < \chi^2_{(m-p)}$** أو **$r_t^2 \geq 0.05$** يعني ذلك عدم رفض الفرضية **H_0** ، أي إن الأخطاء **$r_t = y_t - \mu$** عشوائية أي (Identically Independent Distribution) ولا يوجد هناك تأثير لـ ARCH أو لـ (heteroscedasticity) ، والعكس صحيح.

2-3-2-2: - اختبار مضاعف لاقرائج (Lagrange Multiplier)

يستعمل اختبار لاقرائج لمعرفة إذا ما كانت الأخطاء تتبع عملية (ARCH). قبل تقدير النموذج على أساس انه (ARCH) يمكننا أولا 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 لفترات السابقة أي يقوم 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 $\mu - y_t$. 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 عدم المتماثلة في أن الأخطاء متجانسة conditional (homoscedasticity) إن القيمة الصغيرة ل R^2 تعني أن أخطاء الفقرات السابقة لا تؤثر على الخطأ الحالي وبالتالي لا يوجد اثر ARCH effect). أي أننا نقبل بفرضية عدم. بينما إذا كان TR^2 أكبر من قيمة χ_p^2 المجدولة فهذا يعني أننا نرفض فرضية عدم ونقبل بأنموذج ARCH وبالتالي نقدر الأنماذج 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:

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

إذ إن :

n : تمثل حجم العينة (عدد المشاهدات السلاسل الزمنية)

p : عدد المعلمات المقدرة في النموذج

$T=n-Lag$ تمثل عدد المشاهدات ضمن الإزاحة

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

SSR : تمثل مجموع مربعات الانحدار.

SST : تمثل مجموع المربعات الكلي.

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

إن وجود جذر الوحدة في السلسلة الزمنية يتم اختباره باستعمال اختبار ديكي فولر المطور (ADF) Augmented Dickey-Fuller Test، وهي تمثل اختباراً لجذر الوحدة للسلسلة 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 ($\alpha, \beta, \gamma, \delta_j$) ترمز للمعلمات مراد تقديرها.

بعد ذلك يتم اختبار الفرضية الآتية :

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

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

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 أكبر من قيمة "t-statistic" الجدولية أو الحرجية (وذلك في قيمتها المطلقة) ، وبالعكس

2-4 التقدير Estimation

بعد أن يتم تشخيص الأنماذج الملائم لبيانات السلسلة الزمنية اللاختية ، تأتي مرحلة التقدير ، ولتقدير معلمات الأنماذج تستعمل طريقة الإمكان الأعظم (Maximum Likelihood) التي يمكن كتابتها بالشكل التالي^[8] :

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

إذ أن $\Theta = \{\mu, \alpha, \alpha_i, \beta_j\}$ متوجه المعلمات المراد تقديرها.

2-5 معايير اختيار الأنماذج:

Model selection criteria

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

2-5-1 أولاً: معيار معلومات أكيكي (AIC) Akaike's Information criterion

قدم الباحث Akaike عام 1974 معياراً للمعلومات عرف اختصاراً بـ AIC فعند توفيق نماذج السلسلة الزمنية بـ (h) من المعلمات لبيانات متسلسلة زمنية قيد الدراسة ولتقدير مدى ملائمة تلك النماذج لبيانات بحسب معيار AIC لكل نموذج و اختيار النموذج الذي يعطي أقل قيمة للمعيار وبذلك فإن معيار AIC لا يعني شيئاً بحد ذاته وإنما يكون مفيداً عند مقارنته بقيم AIC لنماذج أخرى موفقة لنفس مجموعة من البيانات وإن صيغة معيار AIC يمكن كتابتها كما يأتي^[1]:

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

n : تمثل حجم العينة.

σ_e^2 : مقدر تباين بوأقي الأنماذج الموفق ويرمز له برمز MSE ويحسب كالتالي:

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

h : هي رتبة النموذج .

2-5-2 ثانياً: معيار معلومات شوارتز: (SIC) Schwarz's Information criterion

في عام 1978 قدم الباحث Gideon E. Schwarz معياراً جديداً عرف باسم معيار Schwarz ولاحظ الباحثون في هذا المجال أن معيار Schwarz قد يعرف اختزالاً بالرمز BIC في بعض المصادر نظراً لأنـه مشابه لمعيار BIC المقدم من قبل Akaike لذا فإنه هذا المعيار

لدية عدة رموز SBC و SC و SBIC و SIC لأن المصادر الحديثة تعتمد الرمز SIC . عليه تم اختيار الرمز SIC لكي يكون ممثلا للمعيار في بحثنا هذا وصيغته^[٢]:

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

n : تمثل حجم العينة.

σ_e^2 : مقدر التباين بواقي النموذج الموفق ويحسب كالتالي:

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

h : هي رتبة النموذج.

٢-٥-٣ ثالثاً: معيار المعلومات حنان - كوين (H-Q):

Hannan- Quinn Criterion

اقتراح الباحثان Hannan و Quinn عام (1979) معياراً جديداً لتحديد رتبة الأنماذج المدروسة ويدعى بمعيار حنان - كوين Hannan-Quinn Criterion ويرمز (h) وصيغتها الرياضية^[٨]:

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

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

٢-٦ فحص النموذج (Model Checkin)

بعد تقدير معلمات النماذج (ARCH ، GARCH) الشخص وقبل استخدام الأنماذج لحساب التنبؤات المستقبلية يتم اختباره للتأكد من ملائمة أو صلاحية الأنماذج وكفائتها لتمثيل بيانات السلسلة الزمنية المدروسة، ويتم ذلك باستخدام اختباري هما^[٤]:

- أ - معلمات الأنماذج لابد أن تكون ذات معنوية إحصائية أي تختلف عن الصفر معنويًا.
- ب - يتم فحص الأنماذج وتدقيقه عن طريق تحليل سلسلة بواقي القياسية (\hat{r}_t) التي تعرف بالصيغة الرياضية الآتية:

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

إذ أن:

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

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

ومن خلال الرسم يكون واضحًا فيما إذا كانت السلسلتان تتوزعان توزيعًا طبيعيًا أم لا، وإذا تحقق ذلك فهذا يعني أن البوافي تتوزع عشوائياً وان الأنماذج 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 البوافي القياسية \hat{r}_t وذلك لبيان مدى الملائمة (Adequacy) بالنسبة لـ (Mean Equation) وكذلك مع سلسلة البوافي القياسي المربيعة \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 البوافي القياسية \hat{r}_t وذلك لبيان مدى الملائمة (Adequacy) بالنسبة لـ (Volatility Equation).

7-2 التنبؤ Forecasting

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

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

فإن

The 1-step forecast σ_{t+1}^2

إذ أن $h=t-1$ 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) تكون 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) تكون بالصيغة الآتية

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

تم عملية التنبؤ لنماذج التقلبات (ARCH, GARCH) باستعمال طريقة التنبؤ في العينة (In-Sample Forecasting)، ففي هذه الطريقة سيستعمل مجموعة البيانات الكاملة لسلسلة العودة 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، س يتم استعماله لاختبار القدرة التنبؤية لنماذج التقلبات. هناك عدة مقاييس لتقدير القدرة 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 ($\hat{\sigma}_t^2$) ونظراً لحالة عدم وجود التباين الحقيقي ملحوظاً تم استخدام مشاهدات السلسلة 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 مقاييس متوسط الخطأ المطلق (MAE) والتي يعرف كالتالي:

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

ومتوسط الخطأ المطلق المئوي (MAPE) يعرف بالعلاقة الآتية:

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

ومعابر أخرى تحظى بشعبية كبيرة هي (Thiele's U-statistic) والاختبار (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 متباً 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) واحد صحيح فهذا دليل على إن النموذج قيد النظر والنماذج القياسية يتساويان في الدقة ، في حين أن القيمة (U) أقل من واحد $U < 1$ تدل على إن النموذج أفضل من النموذج القياسي . والعكس بالعكس بنسبة $U > 1$.

٣- الجانب التطبيقي:

يتضمن هذا الجانب دراسة تطبيقية عن بناء و اختيار نماذج التقلبات الملائمة 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 بالتدنببات (التقلبات) أسعار الإغلاق اليومي باستعمال طريقة التنبؤ في العينة. وتم استخراج نتائج باستعمال الحاسبة الآلية ومن خلال الاعتماد على برنامج (Eviews.6).

٣-١ وصف البيانات:

لقد تم العمل في الجانب التطبيقي اعتمادا على البيانات تخص أسعار الإغلاق اليومية لمؤشر سوق العراق للأوراق المالية (المؤشر اليومي) خلال الفترة ٢٠٠٥ / ١ / ٢٠١٢ إلى ٢٩ / ١٢ ، 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:

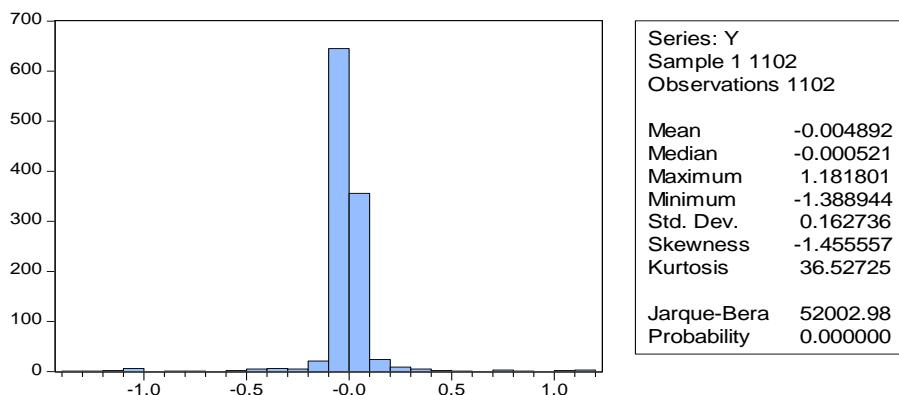
P_t : هو سعر الإغلاق لمؤشر سوق العراق للأوراق المالية عند اليوم t .

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.

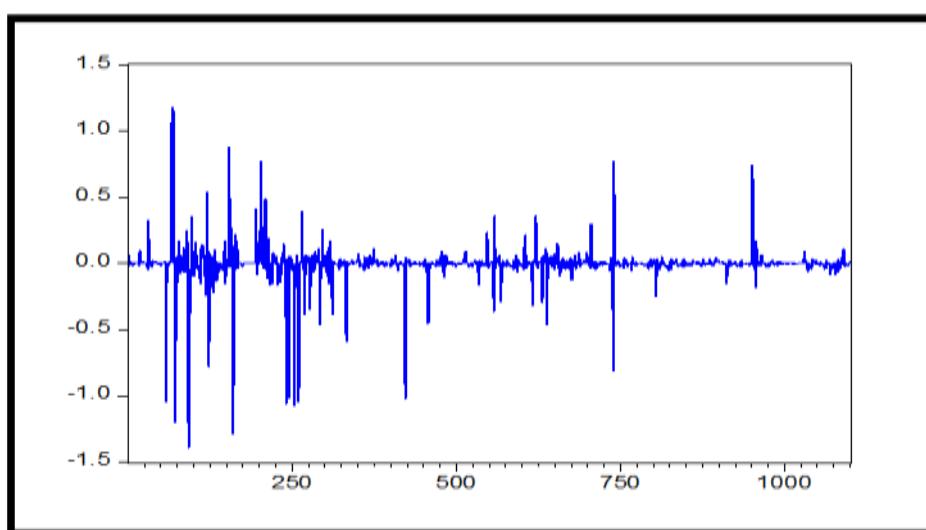
جدول رقم (١) الإحصاء الوصفي والاختبارات الأساسية لبيانات الدراسة



ومن الجدول المذكور يتبيّن إن أصغر قيمة في السلسلة الزمنية كانت (-1.388944) واكبر قيمة كانت (1.181801) ومن المتوسط للسلسلة الزمنية مساوية ل (-0.004892)، وبانحراف معياري يساوي (0.162736)، ويبيّن أيضاً أن قيمة معامل التواء skewness=-1.455557 سالبة وهذا يدل على أن توزيع الأخطاء له ذيل طويل بجهة اليسار (التواء سالب). كذلك يختلف معامل التقطّح (kurtosis) عن قيمة " 3 " المميزة للتوزيع الطبيعي وهو يتراوح في هذه العينة (36.52725)، مما يدل على أن الباقي له أطراف سميكة وتنقسم بالتقطّح مما يدل على تشتتها وبالتالي يختلف عن التوزيع الطبيعي ، وهذا ما تؤكده إحصائية (Jarque-Bera) التي تشير إلى أن هذه الباقي لا تتبع قانون التوزيع الطبيعي عند مستوى معنوية (5%) ، وهذه ميزة عامة للسلسلة الزمنية المالية .

الشكل (1)

مؤشر الإغلاق اليومي لسلسلة العودة y_t



٢-٣ اختبار البيانات:

١. لاختبار استقرارية سلسلة العودة (y_t) من عدمه نستعمل اختبار جذر الوحدة ل DICKEY FULLER (Augmented Dickey Fuller) التي تم توضيحيه 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) ثبّتت 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 أي الناتجة عن استعمال معاملات غير مستقرة (Spurious) .

٢. بناءً على اختبار ARCH-LM (Lagrange Multiplier) والذي تم توضيحيه في مرحلة التشخيص، يمكننا التتحقق من وجود أثر ARCH في الباقي. 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

يتبيّن أن قيمة احتمال كل من F-Statistic و Observed R-Squared (Observed R-Squared) أقل من 0.05 وقد اخترنا فترة إبطاء (1) من أجل دمج تأثير ARCH ، ووفقاً للنتائج يتم رفض فرضية عدم أي عدم وجود تأثير ARCH وبالتالي فإن الباقي تتميّز بوجود تأثير ARCH بمعنى آخر يوجد تأثير لـ heteroscedasticity .

٣. لمعرفة مدى عشوائية سلسلة العودة اللوغاريتمية تم استعمال اختبار (Ljung-Box) والتي تم توضيحيه 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 عدم عند مستوى معنوية (0.05) وهذا يعني بان سلسلة العودة اللوغاريتمية أسعار إغلاق اليومي تعانى من وجود ارتباط متسلسل عند الإزاحات (25 ، 20 ، 15 ، 10) المدروسة وذلك لأن القيم كانت جميعها اصغر من 0.05 . أي يوجد تأثير لـ ARCH، وبالتالي هناك حالة من عدم التجانس التب اين (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 القابعة. وتعد نماذج الانحدار الذاتي مشروطة بوجود عدم تجانس التباين (ARCH families) وسيلة مناسبة لالتقاط وإبراز هذه الظاهرة كما تمكنا هذه النماذج من التقاط المميزات الثلاثة الملاحظة على معطيات سلسلة العودة والمتمثلة في وجود قمة أعلى من قمة التوزيع الطبيعي (Volatility clustering)، عدم التناظر (Skewed)، عدم التفاصير (Leptokurtic).

3-3 تقيير النماذج:

تم في هذه المرحلة تقيير معلمات نماذج الانحدار الذاتي المشروطة بأخطاء غير متتجانسة وتمثل بنماذج ARCH ، GARCH التي سيتم دراستها للوصول إلى أفضل أنموذج لتمثيل البيانات وذلك باستعمال طريقة إمكان الأعظم وتم دراسة أكثر من أنموذج ويرتبط م عينة مع افتراض إن الأخطاء تتوزع توزيعا طبيعيا والنتائج معروضة في الجداول رقم (5) (6).

جدول رقم (5)

تقديرات الإمكان الأعظم لأنموذج 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 (0.000)	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 عليه للسماح بوجود اتجاه متوسط (Average Trend) في السلسلة الزمنية حيث تم استخدام الفرق الأول في جميع النماذج . وعند تفحص نتائج التقديرات الأنماذج ARCH في حالة الخطأ يتوزع توزيعاً طبيعياً، نلاحظ أن المعلمات المقدرة في معادلة التباين تختلف معنوية عن الصفر ، بينما المعلمة المقدرة (α_3) لا تختلف معنوية عن الصفر في الأنماذج (3) و (4).

جدول رقم (6)

تقديرات الإمكان الأعظم للأنماذج GARCH(p,q)

معاملات	GARCH (1,1)	GARCH (1,2)	GARCH (2,1)	GARCH(2,2)
μ	-	-	-	-0.005774 (0.1232)
α_0	0.006696 (0.0215)	0.005909 (0.0476)	0.005954 (0.0428)	
α_1	0.002202 (0.0000)	0.002982 (0.0000)	0.001957 (0.0000)	0.02841 (0.0000)
α_2	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_3	-	-	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) إلى إن الحد الثابت في معادلة الوسط الحسابي يختلف معنوية عن الصفر ، باستثناء الحد الثابت في أنماذج GARCH(2,2) وهي غير معنوية ، وفي

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

٣-٤ اختيار النموذج الملائم:

سيتم في هذه المرحلة اختيار أفضل أنموذج والذي سنستعمله في التنبؤ بالنقلبات المستقبلية لتمثيل البيانات بالاعتماد على أقل قيمة لمعايير (AIC, SIC, H-Q) ومعنى المعلمات المقدرة، وكذلك بلاعتماد على أكبر قيمة لمعيار الإمكانية العظمى، والجدول (7) يبين النماذج المقدرة المتنافسة للبيانات وقيم الإمكان الأعظم اللوغاريتمية 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 الأنماذج GARCH(1,2) متقدما على النماذج الأخرى بالنسبة إلى سلسلة العودة اللوغاريتمية لمؤشر الإغلاق اليومي لسوق العراق للأوراق المالية لأنه يمتلك أقل قيمة للمعايير ، وكذلك يعطي

أكبر قيمة للوغاريتم الإمكان الأعظم وبالتالي اعتبر الأنماذج المولدة لتقديرات (بيانات) عوائد المؤشر.

أنماذج (1,2) GARCH لتنبؤ بتقديرات مؤشر الإغلاق اليومي لسوق العراق للأوراق المالية وفقاً للمعلمات المقدرة في الأنماذج 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 الأنماذج 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 الأنماذج:

بعد تشخيص الأنماذج الملائمة وتحديد درجته وتقديره لسلسلة العوائد اللوغاريتمية مؤشر الإغلاق اليومي لسوق العراق للأوراق المالية لابد من التأكد أيضاً من صحة ملائمة النماذج وكفاءتها، وتنتمي ذلك من خلال تطبيق اختباري ARCH-LM و Ljung-Box لليوافي ولمربيعات اليوافي (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 لاراتبات الذاتية لليوافي ولمربيعات اليوافي، والجدول رقم (8) و (9) يوضحان نتائج الاختبار لليوافي ولمربيعات اليوافي لأنماذج (1,2) GARCH.

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 للسلسل اليوافي القياسي ولمربيعات اليوافي لأنماذج (1,2) GARCH

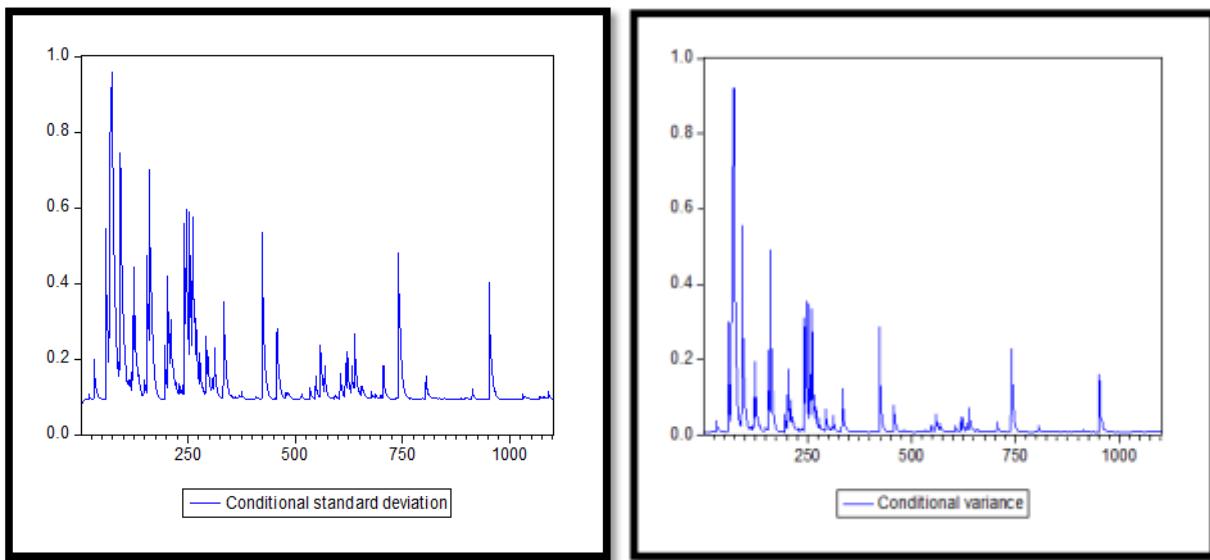
Series	Lag	Q-Statistic	p-value
Res	10	9.5673	0.479
Res	15	12.029	0.677
Res	20	13.715	0.845
Res	25	14.478	0.953
Res ²	10	4.6065	0.916

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

يتبيّن من الجدول رقم (11) و (12) بان قيم p-values للاختبارات اكبر من (0.05) وهذا يعني بأننا لا نرفض فرض يات العدم عند الإزاحات المدروسة ، والتي تعني بأن الارتباطات الذاتية للمربيعات الباقي غير معنوية وغياب تأثير ل ARCH في الباقي مما يشير إلى أن الباقي عشوائية وتتوزع 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 وملائمة لتمثيل تقلبات البيانات.

(2) شكل

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



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

٣-٦ التنبؤ بالتقلبات (Volatility Forecasting)

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

باستعمال طريقة التنبؤ في العينة In-Sample Forecasting، حيث تم استخدام الأنماذج المقدر GARCH(1,2) للتنبؤ بمتغيرات أسعار الإغلاق اليومي، وفي هذه الطريقة يتم التنبؤ بالمتغيرات بعد اختيار عدد من المشاهدات لأنماذج المتغيرات المقدرة ويساوي (275) مشاهدة وتمثل ربع العينة، أي التنبؤ بالمتغيرات 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 المتباينة بها ومتوسط الخطأ وانحراف الخطأ وحدود الثقة 95% والتباين الشرطي المتباينة بها لمتغيرات 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

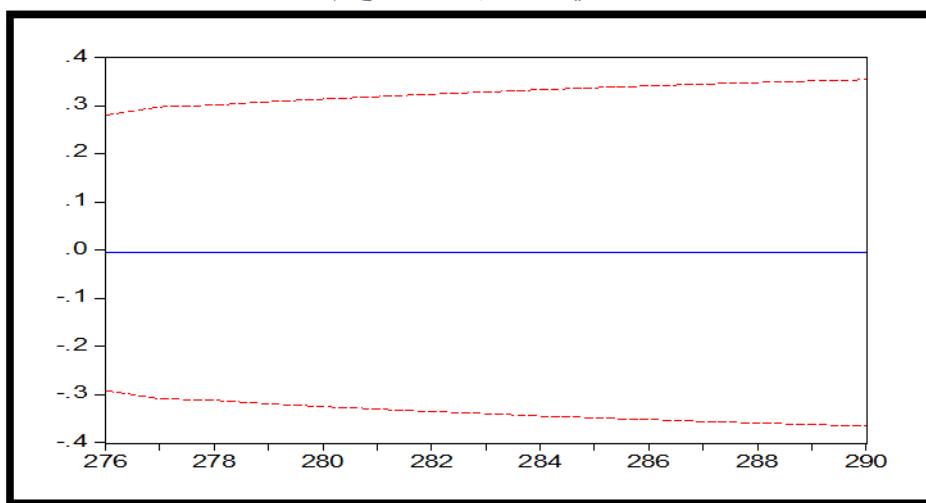
2 8 5	- 0.005909	0.0943 35	0.1714 01	0.02936 9	- 0.34 88	0.3 36 9
2 8 6	- 0.005909	0.0264 41	0.1733 13	0.03002 8	- 0.35 26	0.3 40 8
2 8 7	- 0.005909	0.0660 13	0.1751 06	0.03065 3	- 0.35 62	0.3 44 3
2 8 8	- 0.005909	0.0053 88	0.1767 88	0.03124 5	- 0.35 95	0.3 47 7
2 8 9	- 0.005909	0.0053 88	0.1783 67	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 لتقديرات أسعار الإغلاق اليومي لأن قيم خطأ التنبؤ والمتمثلة بـ (Mean Error) صغيرة جدا.

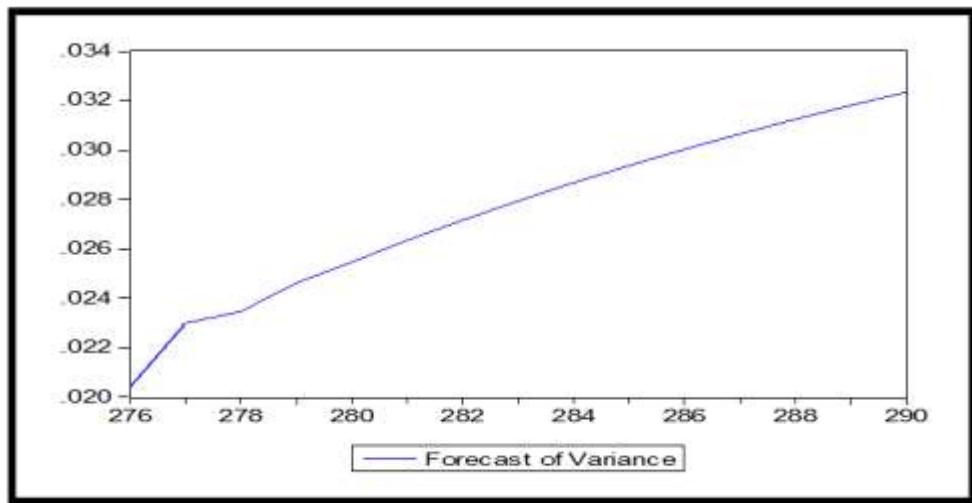
الشكل (3)

القيم المتباينة بها وحدود الثقة لتقديرات

أسعار الإغلاق اليومي للأسهم بالأنموذج **GARCH(1,2)**



الشكل رقم (4)

قيم التباين الشرطي المتباين بها للنموذج $GARCH(1,2)$ 

7-3 أداء التنبؤ للتقلبات (عدم الثبات)

The Performance of Volatility Forecasting

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

كـ RMSE, MAE, MAPE ,Theil inequality Coefficient (Theil's U - test) والذى 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	Theil's U – test
$GARCH(1,2)$	0.101595	0.060866	351.6382	0.945099
$GARCH(2,1)$	0.101596	0.060887	353.9575	0.945717

ومن النتائج المعروضة في الجدول المذكور نلاحظ أن معايير الدقة التنبؤية (RMSE,MAE,MAPE, Theil's U – test) للأنموذج $GARCH(1,2)$ أقل مقارنة بالأنموذج الآخر، أي أن أفضل أنموذج للتنبؤ بالتضليلات هي التي تعطي أقل قيمة للمعايير الأربع، وإن المعيار (Theil inequality Coefficient) أقل من واحد وهذا بدوره يشير إلى أن الأنموذج

دقيق إلى حد كبير. وبالتالي فإنّ الأنماذج (GARCH(1,2) هو أفضل وأحسن أنماذج للتتبؤ بالتقليبات لأسعار الإغلاق اليومي لسوق العراق للأوراق المالية.

اختير الأنماذج (GARCH(2,1) هنا، لكونه يعد ثانٍ أفضل أنماذج ، وذلك يعود إلى أنه تمثل (تطابق) البيانات بشكل جيد كما إنها تمتلك دالة λ لإمكان الأعظم وهو أصغر بقليل من ما يمتلكه الأنماذج (GARCH(1,2)، وكما إنه يمتلك قيم ومعايير المعلومات (AIC,SIC,H-Q) قريبة جداً من قيم معايير الأنماذج (GARCH(1,2).

الاستنتاجات والتوصيات

الاستنتاجات:

يمكن تلخيص أهم الاستنتاجات بما يلي:

١. توصل الباحث من خلال النتائج التطبيقية لاستعمال نماذج الانحدار الذاتي مشروط بوجود عدم تجانس التباين إلى دليل يدل على وجود التقليبات (عدم الثبات) أي عدم تجانس التباين في البيانات الحقيقية لأسعار الإغلاق اليومي لسوق العراق للأوراق المالية.
٢. تشير ايجابية المعلومات في معادلة التباين لـ نموذج (GARCH(1,1) إلى أن التقلب الشرطي يرتفع أكثر بعد الصدمة السالبة مقارنة بالارتفاع بعد الصدمة الموجبة ، وكان مجموع معلمات الأنماذج $GARCH(1,1) = \alpha_1 + \beta_1 = 0.956872$ Volatility) وهذا يضمن استمرارية صدمات التقلب (Shock في سوق العراق للأوراق المالية وهذا يدعم نتائج اختبار جذر الوحدة لدikiy فولر (Augmented Dickey-Fuller test) في الجدول رقم (2) وبالنظر إلى قيمة المعاملات α_1 ، β_1 نلاحظ أن قيمة β_1 هي أكبر وهذا يدل على أن أثر المعلومات والأخبار القريبة في سوق العراق للأوراق المالية هي الأكثر تأثيراً من المعلومات والأخبار البعيدة والتي تمثلها قيمة α_1 .
٣. أظهرت نتائج البحث أن التشخيص القائم على البوافي من خلال القيم P- للاختبارات العشوائية (Value) ARCH-LM و Ljung-Box للبوافي ولمربعات البوافي الناتجة عن استعمال الأنماذج هي أكبر من (0.05) والتي تعني بان الارتباطات الذاتية للبوافي ولمربعات البوافي غير مترابطة معنويًا وغياب تأثير ARCH في البوافي، وهذا ما يؤكد كفاءة العالية لاختيار الأنماذج ، وقابليته على التنبؤ بمعدلات التقليبات اليومية لأسعار الإغلاق اليومي.

٤. اظهر البحث إن نماذج الاتجاه ذاتي المشروطة بوجود عدم تجانس التباين قادرة على عمل التنبؤات الأكثر دقة للنقلبات بتزويدنا بأفضل أداء للتنبؤات في العينة.

الوصيات:

١. إن هذا البحث يظهر بوضوح انه يمكن الاعتماد عليه لاستعم الـأفضل النماذج لملازمة التبؤ بالتقديرات، لذا نوصي بالاعتماد على هذه النماذج والصيغة المعتمدة للتبؤ بالتقديرات بغية الاستفادة منها ولاسيما الجهات ذات العلاقة واستعمال تقديرات التبؤات لتقديرات 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 والتبيؤ الدقيق بالتقديرات الحقيقة في المستقبل . مثال: اشتراك سعر الصرف والعرض النقدي في الأنموذج . Multivariate-GARCH Model

٣. ضرورة إعطاء الأهمية الكافية للدراسات القياسية والتربوية 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 ، ومعاقبة 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.