The Administration & Economic College Journal
For Economics & Administration & Financial Studies
Vol. 9,N.1, PP. 82-99
ISSN PRINT 2312-7813
ISSN ONLINE 2313-1012
مجلة كلية الإدارة والاقتصاد للدراسات الاقتصادية والإدارية والمالية
المجلد 9، العدد 1، 2017 ص ص 82-99

The Analysis of non Linear Time Series Model Of (GJR-GARCH (P,Q)) For lower rank . Iraq Stock Exchange (Case Study)

(*) تحليل نماذج السلاسل الزمنية اللاخطية لنموذج ((GJR-GARCH (P,Q) للرتب الدنيا مع تطبيق عملي على سوق العراق للأوراق المالية(Iraq Stock Exchange) .

(**) كنعان عبد اللطيف عبد الرزاق (***) أمير كامل حمزة

Abstract

This research included analysis in true financial data to the daily closing prices for one of the index of (Iraq Stock Exchange), where the time series features has unstable situation in the mean and the variance , and because of volatility in the price of the closes prices which necessitated to study it according to the non-liner models, and it has been analyzes according to the generalized Autoregressive Conditional Heteroscedastic (GJR-GARCH (P, Q)) which is one of the non - liner time series models . The analysis has improved that model (GJR-GARCH (2,1) is the best and that according is to (AIC) and (BIC) Criterion , where this model has been used to forcasting which is the main purpose from the study of time series analysis, note that results and the analyses procedures have been done using (MATLAB) program

المستخلص:

تضمن هذا البحث تحليل بيانات مالية حقيقية لأسعار الإقفال اليومية لإحدى مؤشرات سوق العراق للأوراق المالية (Iraq Stock Exchange), اذ ان السلسلة الزمنية تمتاز بحالة عدم الثبات في الوسط والتباين ونظراً لوجود تقلبات شديدة في أسعار الإقفال اقتضى الأمر دراستها وفق نماذج لاخطية وتم تحليلها وفق نماذج الانحدار الذاتي العام مشروط بعدم تجانس التباين لنموذج ((GJR-GARCH (P,Q) والتي هي إحدى نماذج السلاسل الزمنية اللاخطية, والتحليل اثبت إن نموذج ((GJR-GARCH (2,1) هو الأفضل وذلك وفق معياري (AIC) و (BIC) حيث تم استخدام هذا النموذج في التنبؤ وهو الهدف الرئيسي من دراسة تحليل السلاسل الزمنية علماً إن إجراءات التحليل والحصول على النتائج قد تم من خلال استخدام البرنامج (MATLAB) .

المقدمة:

نظراً لما شهده أواخر القرن الماضي من تطور سريع في سوق الاوراق المالية اذ اصبح من الضروري بناء نماذج سلاسل زمنية تحاكي هكذا نوع من التطور رافقه تقلبات شديدة في سلوك السلسلة فأصبحت نماذج السلاسل الزمنية الخطية الاعتيادية كنماذج بوكس جنكنز لا تستطيع تفسير سلوك هذه الظواهر وبالتحديد الظواهر المالية كون البيانات المالية تمتاز بحالة عدم الثبات بالتالي كان لابد من ايجاد نماذج السلاسل الزمنية اللاخطية ومن اجل تسهيل عملية سير البحث وانسيابية العمل النظري والتطبيقي تم تقسيم هيكلية البحث الى اربعة فصول .

الفصل الاول / احتوى على المقدمة ومشكلة البحث وهدف البحث وفرضية البحث والاستعراض المرجعي لأهم البحوث ذات العلاقة بموضوع البحث .

(*) بحث مستل من رسالة ماجستير .
(**) أستاذ دكتور – الجامعة المستنصرية – كلية الإدارة والاقتصاد .
(***) الباحث.

الفصل الثاني / احتوى على جزء مهم من البحث الا وهو الجانب النظري من خلال توضيح بعض المفاهيم الاساسية للسلاسل الزمنية وتوضيح اختباري(Ljung & Box)المستعمل لاختبار وجود مشكلة عدم تجانس التباين للخطأ العشوائي في البيانات من خلال تطبيقه على سلسلة البواقي مرة وعلى سلسة البواقي التربيعية مرة اخرى وشرح الإنموذج المدروس اذ تم تعريفه بشكل واف ومفصل وكتابة جميع الدوال الخاصة بالإنموذج المدروس وتوضيح عملية التقدير للمعالم بشكل تفصيلي وفق طريقة(conditional maximam likelihood estimation) وكيفية اجراء فحص مدى الملاءمة للنماذج المدروسة مع بيانات السلاسل الزمنية من خلال استخدام اختبار (Ljung & Box) ولكن هذه المرة على تربيع سلسلة البواقي المعيارية ومن ثم الهدف الرئيسي من دراسة السلاسل الزمنية الا وهو التنبؤ بالمشاهدات المستقبلية و تم شرح الية التنبؤ بشكل نظري .

الفصل الثالث / تضمن استعمال سلاسل زمنية مالية مأخوذة من سوق العراق للأوراق المالية (Iraq Stock Exchange) وتم اعتماد اسعار اغلاق الاسهم (closed price) كون هذه السلاسل الزمنية للاسواق المالية تمتاز بحالة عدم الثبات (التقلب) وهي ميزة السلاسل الزمنية اللاخطية و تم تحليل نماذج السلاسل الزمنية اللاخطية وفق نماذج (GJR-GARCH) للرتب الدنيا أي عندما(1,1)GJR-GARCH و (1,2)GJR-GARCH و(2,1)-GJR GARCH و(2,2)GJR-GARCH وتم تقدير معالم النماذج المدروسة وفق طريقة(conditional maximam likelihood estimation) وتم العمل على ايجاد الافضلية بين النماذج المدروسة المذكورة انفاً من خلال تطبيق مراحل دراسة السلاسل الزمنية المذكورة في الجانب النظري وتم التطبيق وفق البرنامج (matlab) .

الفصل الرابع / احتوى على تفصيل دقيق لاهم ما توصل اليه البحث من توصيات واستنتاجات استوحت من نتائج البحث التي تم الحصول عليها في الجانب النظري والتطبيقي في الفصول المذكورة اعلاه وهو يعتبر كمتجه للعمل وماهية العمل المستقبلي في حال ورود مثل هكذا دراسة مختصة بنماذج السلاسل الزمنية اللاخطية .

الفصل الاول

2-1 مشكلة البحث :

ان السلاسل الزمنية المالية تمتاز غالبيتها بالتقلبات الشديدة وعليه لابد من اعتماد نماذج السلاسل الزمنية اللاخطية لمحاكاة هذا النوع من البيانات حيث اصبحت نماذج السلاسل الزمنية الخطية كنماذج (بوكس - جنكنز) غير قادرة على تمثيل هذه السلاسل بالشكل الامثل .

3-1هدف البحث :

يهدف البحث لبناء إنموذج تنبؤي لسلوك سلاسل زمنية مالية تمتاز بحالة عدم الثبات (التقلب) تمثل اسعار اغلاق الاسهم (closed price) لمؤشر مأخوذ من سوق العراق للأوراق المالية (Iraq Stock Exchange) والمسعر بالدولار الأميركي باعتماد أسلوب تحليل نماذج السلاسل الزمنية اللاخطية لأنموذج(GJR-GARCH) للرتب الدنيا.

4-1 فرضية البحث :

ان سلسلة أسعار إغلاق الأسهم المالية المأخوذة من سوق العراق للأوراق المالية تتبع سلوك نماذج السلاسل الزمنية اللاخطية .

5-1 الاستعراض المرجعي :

تعود البدايات الاولى لتحليل السلاسل الزمنية اللاخطية الى الباحث (Engle 1982)[1] اذ قدم إنموذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس التباين (ARCH) (Autoregressive Conditional Heteroscedastic) وبعدها قدم الباحث (Bollerslev1986) [1]إنموذج الانحدار الذاتي العام المشروط بعدم تجانس التباين (GARCH) (Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedastic) الذي يعتبر امتداد لنموذج (ARCH) او كما يسمى بإنموذج (ARCH العام).

- قام الباحثين (GLOSTEN , JAGANNATHAN & RUNKLE)[9] في العام 1993م بتقديم الإنموذج اللاخطي(GJR-GARCH) الذي يعني اختصاراً (GJR-Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedastic)والذي يعالج حالات التقلب الشديد في بيانات السلسلة الزمنية المدروسة والتي تظهر بفترات زمنية متفاوتة ويطلق عليها (leverge)

اذ يحتوي مشكلة عدم تجانس التباين للخطأ العشوائي من خلال ملاحظة ان هناك مشكلة عدم ثبات في اسعار الاسهم لسوق الاوراق المالية وتطرقوا للقيمة المتوقعة وعدم الثبات للعودة .

- ثم قدم الباحث (Gerge levy) عام 2004م[8] بحثاً تضمن دراسة اكبر عدد ممكن من نماذج (GARCH) و(GARCH) غير المتماثلة مثل نماذج (EGARCH و GARCH-M و GJR-GARCH) .

- ايضاً في عام 2006م[7] قدم بحث من جامعة كاليفورينيا / ساندياكو (USA) بحثاً استعمال نماذج (GARCH) و (GJR-GARCH) واستعمال طريقة (MLE) للتقدير والتنبؤ بالمشاهدات اللاحقة .

- وفي عام 2008م[1] قدم الباحث (سهيل نجم عبد الله) اطروحة دكتوراه تضمنت دراسة نماذج (ARCH و GARCH) واستعمال طريقة (Conditional MLE) للتقدير وبعدها درس التنبؤات بالمشاهدات اللاحقة واستعمال اسلوب المحاكاة لتوليد البيانات .

- في عام 2009م [6]استعمل الباحث (Rob Beider) معياري (AIC و BIC) لتحديد الإنموذج الامثل من بين مجموعة من النماذج المدروسة واستعمال اختبار(Ljung-Box) في فحص مدى الملاءمة لسلسة البواقي المعيارية.

- استعمل في عام 2012م[3]إنموذج تقارب عدم ثبات هجين من الباحث (Leandro Maciel) حيث اقترح إنموذج هجين للتنبؤ بعدم الثبات ويشمل الإنموذج مفهوم انظمة الاستدلال الضبابي لإنموذج (GJR-GARCH) والمقارنة بين إنموذج(GARCH وGJR-GARCHFUZZY).

- وفي عام 2012م [4] قدم الباحث (Mircea Gherman) من جامعة (Cluj-Napoca) رومانيا /بوخارست بحثاً كان الهدف منه هو ايجاد بديل محسن الى ادوات الاقتصاد الكلاسيكية في سوق الاوراق المالية من حيث التنبؤ بإستعمال إنموذج (GARCH و GJR-GARCH) واستخدام طريقة (Wavelets) .

- وفي عام 2013م[2] قدم الباحث (Mei-Yuan chen) من جامعة (National Chung Hsing) دراسة لنماذج (ARCH و GARCH و GJR-GARCH) متضمنة جميع مراحل تحليل السلاسل الزمنية.

الفصل الثاني

2-1الجانب النظري :-

نماذج الانحدار الذاتي العام مشروط بعدم تجانس التباين((GJR-GARCH (P,Q)[2,3,4,5,8,9]
(Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedastic)GJR-
يمكن ان تعرف نماذج ((GJR-GARCH (P,Q) من الدرجة (P≥1)& (q≥1) بالصيغة التالية :

$Y_t = \mu + x_t$... (2-1)

اذ ان $\varepsilon_t \approx iidN(0,1) x_t = \sigma_t * \varepsilon_t$(2-2)....

$$\sigma_t^2 = w + \alpha_1 x_{t-1}^2 + \alpha_2 x_{t-2}^2 + \cdots + \alpha_q x_{t-q}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \beta_2 \sigma_{t-2}^2 + \cdots + \beta_p \sigma_{t-p}^2 + \gamma_1 \emptyset_{t-1} x_{t-1}^2 + \gamma_2 \emptyset_{t-2} x_{t-2}^2 + \ldots + \gamma_q \emptyset_{t-q} x_{t-q}^2 \ldots (2\text{-}3)$$

وإن :

$$\emptyset_{t-1} = \begin{cases} 1 & if\ x_{t-1} < 0 \\ 0 & if\ x_{t-1} \geq 0 \end{cases}$$

$\emptyset_t$: متغير وهمي (dummy variable) .

وإنY_t تمثل سلسلة العودة (return) وهي سلسلة غير مرتبطة (uncorrelated) وان μ يمثل متوسط سلسلة العودة , اما εt فهي سلسلة مستقلة ومتماثلة التوزيع (independent distribution identically) وتتبع التوزيع الطبيعي القياسي بمتوسط 0 وتباين 1 .

وإنγj يمثل ميزة عدم التناظر للتباين الشرطي فإذا كانت نتائج التقدير تشير الى معنوية γj فان ذلك يعني إن سلوك عدم الثبات للأسعار غير متناظر .

وان σ_t^2 هي معادلة عدم الثبات (volatility) التي يمكن إعادة كتابتها بالصيغة .

$\sigma_t^2 = w + \sum_{j=1}^{q} \alpha_j x_{t-j}^2 + \sum_{i=1}^{p} \beta_i \sigma_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{q} \gamma_j \emptyset_{t-j} x_{t-j}^2 \ldots$ (2-4)

ويجب توفر النقاط التالية عند دراسة السلسلة الزمنية

$w > 0 , \alpha_j \geq 0 , \alpha_j + \gamma_j \geq 0 , j = 1,2, \ldots , q, \beta_i \geq 0 , i = 1,2, \ldots , p$

وان w , α_j, β_i, γ_j تمثل معلمات النموذج (parameters) .

وتكون العملية في حالة استقرارية التباين اذا وفقط اذا

$\sum_{j=1}^{q} [\alpha_j + (\gamma_j/2)] + \sum_{i=1}^{p} \beta_i < 1$

وعندما $p = 1$ و $q = 1$ يكون لدينا إنموذج ((GJR-GARCH (1,1)) من الرتبة الأولى بالصيغة الأتية .

$Y_t = \mu + x_t$

وإن $x_t = \sigma_t * \varepsilon_t$, $\varepsilon_t \approx iidN(0,1)$

$\sigma_t^2 = w + \alpha_1 x_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \gamma_1 \emptyset_{t-1} x_{t-1}^2 \ldots$ (2-5)

وإن الشروط الأساسية لان تكون نماذج GJR-GARCH تامة الاستقرارية هي .

1- $E x_t^2 < \infty$ اذا كان $\sum_{j=1}^{q} \alpha_j + \sum_{i=1}^{p} \beta_i + 0.5 \sum_{j=1}^{q} \gamma_j < 1$

علماً انه اذا كانت $w = 0$ فإن $x_t = 0$ لكل قيم t

2- $E x_t^4 < \infty$ اذا كان $< 1 \frac{w}{1-(\sum_{j=1}^{q} \alpha_j + \sum_{i=1}^{p} \beta_i + 0.5 \sum_{j=1}^{q} \gamma_j)}$

في حال تحقق الشرط الأول فقط تكون السلسة ضعيفة الإستقرارية(Weakly stationarity) وفي حال تحقق الشرطين معاً تكون السلسة تامة الاستقرارية (Strictly stationarity) وبالتالي سوف تكون نماذج GJR-GARCH قابلة للإنعكاس مع النماذج المختلطة *ARMA(P,q)* للسلسلة x_t.

$\sigma_t^2 = w + \alpha_1 x_{t-1}^2 + \alpha_2 x_{t-2}^2 + \cdots + \alpha_q x_{t-q}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \beta_2 \sigma_{t-2}^2 + \cdots + \beta_p \sigma_{t-p}^2 +$
$\gamma_1 \emptyset_{t-1} x_{t-1}^2 + \gamma_2 \emptyset_{t-2} x_{t-2}^2 + \ldots + \gamma_q \emptyset_{t-q} x_{t-q}^2 \ldots$ (2-6)

$\eta_t = x_t^2 - \sigma_t^2 \ldots$ (2-7)

وإن $\eta_t = 0$, $E[cov(\eta_t , \eta_{t-j}) = 0 \text{ for all } j > 0]$

$x_t^2 = w + \alpha_1 x_{t-1}^2 + \alpha_2 x_{t-2}^2 + \cdots + \alpha_q x_{t-q}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \beta_2 \sigma_{t-2}^2 + \cdots + \beta_p \sigma_{t-p}^2 +$
$\gamma_1 \emptyset_{t-1} x_{t-1}^2 + \gamma_2 \emptyset_{t-2} x_{t-2}^2 + \ldots + \gamma_q \emptyset_{t-q} x_{t-q}^2 + \eta_t \ldots$ (2-8)

$\sigma_t^2 = x_t^2 - \eta_t$

$x_t^2 = w + \sum_{j=1}^{\max(p,q)} (\alpha_j + \beta_j + \gamma_j) x_{t-j}^2 + \eta_t - \sum_{i=1}^{p} \beta_i \eta_{t-i} \ldots$ (2-9)

الصيغة الأخيرة تمثل صيغة النموذج المختلط (*ARMA(P,q)*) .

وان η_t هي سلسلة غير مرتبطة (*un-correlated*) بالإضافة إلى أنها غير متماثلة التوزيع (*not identically distribution*) وعندما يكون النموذج من الرتبة الاولى اي ان *p=1* و *q=1* فإن النموذج المختلط يكتب بالصيغة التالية x_t^2.

$x_t^2 = w + (\alpha_1 + \beta_1 + \gamma_1) x_{t-1}^2 + \eta_t - \beta_1 \eta_{t-1} \ldots$ (2-10)

2-1-1التشخيص (Identification)[1] :

تعد مرحلة التشخيص من المراحل المهمة في تحليل نماذج السلاسل الزمنية اذ يتم فيها تحديد الإنموذج استناداً الى البيانات المتاحة بعد التحقق من استقراريتها عن طريق تحويلها من سلسلة الأسعار (Price series) الى سلسلة العوائد (Return series)

$Y_t = Ln(P_t) - Ln(P_{t-1}) \approx (P_t - P_{t-1}) / (P_{t-1})$ ... (2-11) Y_t: تمثل سلسلة العودة المستقرة .

P_t : تمثل سلسلة الاسعار .

ويتم بعدها استخدام اختبار (Ljung - Box) اذ استحدث هذا الاختبار من الباحثين (Ljung&Box1978)[0] وصيغته هي:

Ho:□1 =□□2 =.....=□□*k*=.....=□□*m* = □□□□□□□□□□*k*□□□□□□□□□□□□□□□□□□□□*m*

H1:□*k*□□□□□□□□□*for some values of k*

أما معيار الاختبار فهو .

$$Qm = n(n+2)\sum_{k=1}^{m} \frac{\rho_k^2}{n-k} \sim \square 2\,(m-p) \qquad \ldots (2\text{-}12)$$

حيث ان

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

m : يمثل أكبر إزاحة لـ (n) Ln=m

P : عدد المعلمات المقدرة في الإنموذج .

ρ_k^2: يمثل مقدرات معاملات الارتباط الذاتي لسلسة البواقي X_t^2 ومن ثم للسلسة X_t ولغرض الاختبار نقارن قيمة *Qm*مع قيمة (□2chi-squers) لمستوى دلالة معين فإذا كانت القيمة المحسوبة اصغر من القيمة الجدولية دل ذلك على قبول فرضية العدم *Ho* بمعنى أخرإن سلسلة البواقي $x_t = yt - \mu$ لايوجد لها تأثير عدم تجانس تباين الخطأ فيها (Heteroscedasticity) اما اذا استخدمنا هذه النتائج على سلسلةx_t^2 فان غالبية النتائج ستمضي برفض فرضية العدم (-hypothesesnull) وقبول الفرضية البديلة (alternatev-hypotheses)وهذا يدل على وجود مشكلة عدم تجانس تباين الخطأ (Heteroscedasticity) .

2-1-2 التقدير (Estimation)[1,7] :

تأتي مرحلة تقدير معالم الأنموذج بعد تحديد الرتبة الفعلية للأنموذج قيد الدراسة ولغرض تقدير معلمات الأنموذج (GJR-GARCH (P,Q)) سوف نستخدم طريقة (conditional maximam likelihood estimation) .

--- تقدير معلمات إنموذج (GJR-GARCH (P,Q)) وفق طريقة (conditionalmaximam likelihood estimation)

متجه المعلمات للإنموذج $\theta = (w, \alpha 1, \ldots., \alpha q, \beta 1, \ldots\ldots, \beta p, \square 1, \ldots \ldots, \square q)$

$$\acute{z_t} = \frac{\partial \sigma_t^2}{\partial \theta} = (1, x_{t-1}^2, \ldots, x_{t-p}^2, \sigma_{t-1}^2, \ldots, \sigma_{t-q}^2, \emptyset x_{t-1}^2, \ldots, \emptyset x_{t-p}^2)$$

وعندما تكون قيمة (P=1) و (q=1) أي ان الإنموذج(GJR-GARCH (P,Q)) *من الدرجة الاولى اذ ان* $\theta = w, \alpha, \beta, \square$

$$f(x_t) = \prod_{t=1}^{n} f(x_t / F_{t-1})$$

وان دالة اللوغاريتم الطبيعي $L(w, \alpha_t, \beta_t, \square_t)$ *ولحجم عينة n تكتب كما يلي .*

$$\mathrm{L}(w, \alpha_t, \beta_t, \square_t) = \sum_{t=1}^{n} I_t$$

وان دالة اللوغاريتم الطبيعي المشروط (conditional log-likelihood) ولحجم n من المشاهدات للمعلمات $(w, \alpha_t, \beta_t, \square_t)$ *تكون .*

$$I_t = -\frac{1}{2} log(w + \alpha_1 x_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \square_1 \emptyset x_{t-1}^2) - \frac{1}{2} \frac{x_t^2}{(w + \alpha_1 x_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \square_1 \emptyset x_{t-1}^2)}$$

اذ إن

$$I_{\theta\theta} = -E\left(\frac{\partial^2 I_t}{\partial\theta\,\partial\acute{\theta}}\right) = \begin{bmatrix} I_{ww} & I_{w\alpha_1} & I_{w\beta_1} & I_{w\Omega_1} \\ I_{\alpha_1 w} & I_{\alpha_1\alpha_1} & I_{\alpha_1\beta_1} & I_{\alpha_1\Omega_1} \\ I_{\beta_1 w} & I_{\beta_1\alpha_1} & I_{\beta_1\beta_1} & I_{\beta_1\Omega_1} \\ I_{\Omega_1 w} & I_{\Omega_1\alpha_1} & I_{\Omega_1\beta_1} & I_{\Omega_1\Omega_1} \end{bmatrix}$$

وعلية فان عناصر مصفوفة المعلومات والتي اشتقاقها الباحث كما يلي .

$$\left(\frac{\partial^2 I_t}{\partial w^2}\right)=\frac{1}{2\sigma_t^4}\left(1-\frac{2x_t^2}{\sigma_t^2}\right)$$

$$\left(\frac{\partial^2 I_t}{\partial \alpha_1^2}\right)=\frac{x_{t-1}^4}{2\sigma_t^4}\left(1-\frac{2x_t^2}{\sigma_t^2}\right)$$

$$\left(\frac{\partial^2 I_t}{\partial \beta_1^2}\right)=\frac{\sigma_{t-1}^4}{2\sigma_t^4}\left(1-\frac{2x_t^2}{\sigma_t^2}\right)$$

$$\left(\frac{\partial^2 I_t}{\partial \Omega_1^2}\right)=\frac{\emptyset x_{t-1}^4}{2\sigma_t^4}\left(1-\frac{2x_t^2}{\sigma_t^2}\right)$$

$$\mathbf{\left(\frac{\partial^2 I_t}{\partial w\alpha_1}\right)=\frac{x_{t-1}^2}{2\sigma_t^4}\left(1-\frac{2x_t^2}{\sigma_t^2}\right)}$$

$$\mathbf{\left(\frac{\partial^2 I_t}{\partial w\beta_1}\right)=\frac{\sigma_{t-1}^2}{2\sigma_t^4}\left(1-\frac{2x_t^2}{\sigma_t^2}\right)}$$

$$\mathbf{\left(\frac{\partial^2 I_t}{\partial w\Omega_1}\right)=\frac{\emptyset x_{t-1}^2}{2\sigma_t^4}\left(1-\frac{2x_t^2}{\sigma_t^2}\right)}$$

$$\mathbf{\left(\frac{\partial^2 I_t}{\partial \alpha_1\beta_1}\right)=\frac{x_{t-1}^2 * \sigma_{t-1}^2}{2\sigma_t^4}\left(1-\frac{2x_t^2}{\sigma_t^2}\right)}$$

$$\mathbf{\left(\frac{\partial^2 I_t}{\partial \alpha_1\Omega_1}\right)=\frac{x_{t-1}^2 * \emptyset x_{t-1}^2}{2\sigma_t^4}\left(1-\frac{2x_t^2}{\sigma_t^2}\right)}$$

$$\mathbf{\left(\frac{\partial^2 I_t}{\partial \beta_1\Omega_1}\right)=\frac{\sigma_{t-1}^2 * \emptyset x_{t-1}^2}{2\sigma_t^4}\left(1-\frac{2x_t^2}{\sigma_t^2}\right)}$$

2-1-3معايير اختيار رتبة النموذج :

تأتي أهمية اختيار رتبة الإنموذج في كون اختيار رتبة ادنى من الرتبة الفعلية يؤدي الى عدم اتساق معلمات الإنموذج واختيار رتبة اعلى من الرتبة الفعلية يؤدي الى زيادة تباين الإنموذج وهذا بدوره يؤدي الى فقدان الدقة بسبب الزيادة في عدد معلمات الإنموذج المختار وسوف نستخدم معيار معلومة اكايكي ومعيار معلومةبيزين .

أ ـ معيار معلومة اكايكي (Akaike Information Criterion (AIC)[1,6]

اقترح هذا المعيار من الباحث (Akaike1973) ويرمز له اختصاراً (AIC) وصيغته هي .

$$AIC(P) = 2\ln(\text{maximum likelihood}) - 2P \quad \ldots (2\text{-}13)$$

وان صيغة المعيار (AIC) بدلالة مقدار تباين الخطأ تكون كما يلي .

$$AIC(P) = T\ln\sigma^2 + 2p$$

حيث ان :

P *: ترمز الى عدد المعالم في الإنموذج .*

T *: ترمز الى عدد المشاهدات .*

σ^2 : ترمز الى مقدار تباين الخطأ , والذي يحسب بالصيغة التالية .

$$\sigma^2 = \frac{\sum_{n-1}^{t} \left(yt - yt^{\wedge} \right)^2}{n - p}$$

ب - معيار معلومة بيزين(Bayesian Information Criterion (BIC))[1,6]

هو امتداد الى معيار *Akaike Information Criterion (AIC)* اذ طور الباحث اكايكي عام 1978م-1979م معيار (AIC) واستنتج الصيغة الجديدة التي اسماها معيار(*BIC*) .

$$BIC(p) = T\ln\sigma^2 - (T - p)\ln(1 - p/T) + p\,ln T + p\,ln\left\{\left(\frac{\sigma^2_a}{\sigma^2} - 1\right)/p\right\} \quad ....(2\text{-}14)$$

حيث ان :

σ^2_a:ترمز الى مقدار تباين السلسلة .

σ^2 : ترمز الى مقدار تباين الخطأ .

p : ترمز الى عدد المعلمات .

T : ترمز الى حجم العينة .

2-1-4فحص مدى ملائمة الانموذج (Model Diagnostic checking) [1,6] :

بعد الانتهاء من عملية تقدير الإنموذج تأتي عملية تدقيق الإنموذج لمعرفة مدى ملائمته لبيانات السلسلة الزمنية ويتم ذلك عن طريق تحليل سلسلة البواقي المعيارية(Residuals Standardized series) حسب الصيغة التالية .

$$\widetilde{x_t} = \frac{\widehat{x_t}}{\widehat{\sigma_t}}$$

اذ ان :

$\widetilde{x_t}$: تمثل سلسلة البواقي القياسية .

$\widehat{x_t}$: تمثل سلسلة البواقي $Innovation$.

$\widehat{\sigma_t}$: تمثل سلسلة الانحراف المعياري المشروط conditional standard deviation .

يتم حساب سلسلة البواقي من الصيغة $\widehat{x_t} = y_t - \hat{\mu}$ لنماذج GJR-GARCH

وهناك طريقتان لفحص مدى الملائمة , الأول عن طريق رسم معاملات دالة الارتباط الذاتي لسلسة البواقي القياسية $\widehat{x_t}$ والثاني عن طريق رسم معاملات دالة الإرتباط الذاتي لسلسلة البواقي القياسية المربعة $\widehat{x_t}^2$ بالصيغة .

$$\widetilde{x_t}^2 = \left(\frac{\widehat{x_t}}{\widehat{\sigma_t}}\right)^2 \qquad \dots (2 - 15)$$

والطريقة الثانية تتم من خلال استخدام اختبار (Ljung - Box) والذي تم استخدامه في الجزء الخاص بالتشخيص ولكن هذه المرة يتم التعامل مع سلسلة البواقي القياسية المربعة $\widehat{x_t}^2$ لبيان مدى الملائمة (Adequacy) بالنسبة لـ(Volatility equation) .

2-1-5التنبؤ (Forecasting) [7] :

تمثل مرحلة التنبؤ الهدف الرئيسي من دراسة وتحليل السلاسل الزمنية ويتم ذلك من خلال استخدام المعادلات التالية عند التنبؤ لإنموذج(P,Q) GJR-GARCHوعلى سبيل المثال لعشر مشاهدات لاحقة .

$$\sigma^{\wedge}_{t+1/t} = w + (\alpha_1 + \gamma_1 \emptyset_t)x_t^2 + \beta_1\sigma_t$$

$$\sigma^{\wedge}_{t+2/t} = w + (\alpha_1 + \frac{\gamma_1}{2} + \beta_1)\sigma^{\wedge}_{t+1/t}$$

$$\sigma\hat{}_{t+3/t} = w + (\alpha_1 + \frac{\alpha_1}{2} + \beta_1)\sigma\hat{}_{t+2/t}$$

…

…

…

…

…

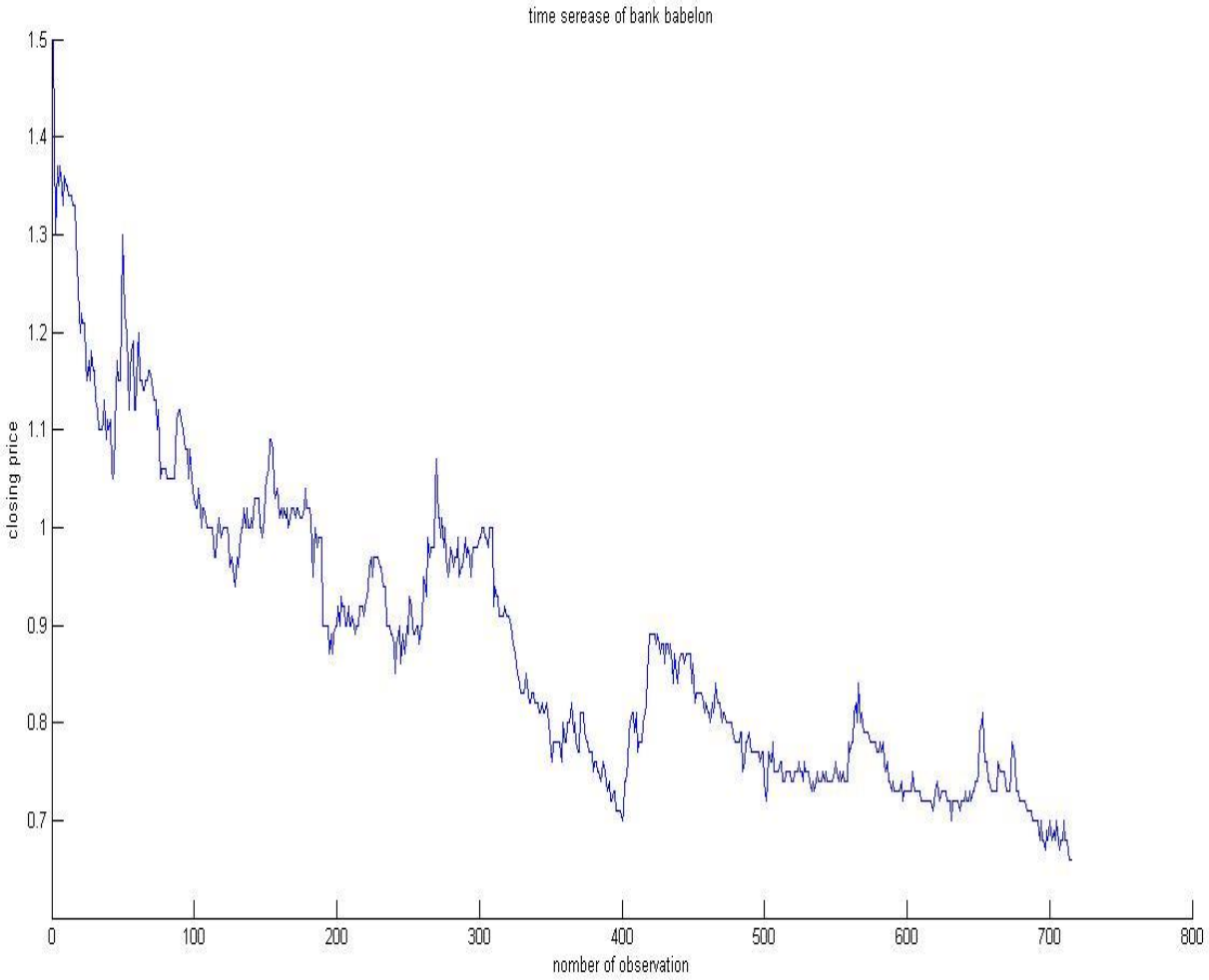
$$\sigma\hat{}_{t+10/t} = w + (\alpha_1 + \frac{\alpha_1}{2} + \beta_1)\sigma\hat{}_{t+9/t}$$

الفصل الثالث

3-1الجانب التطبيقي :-

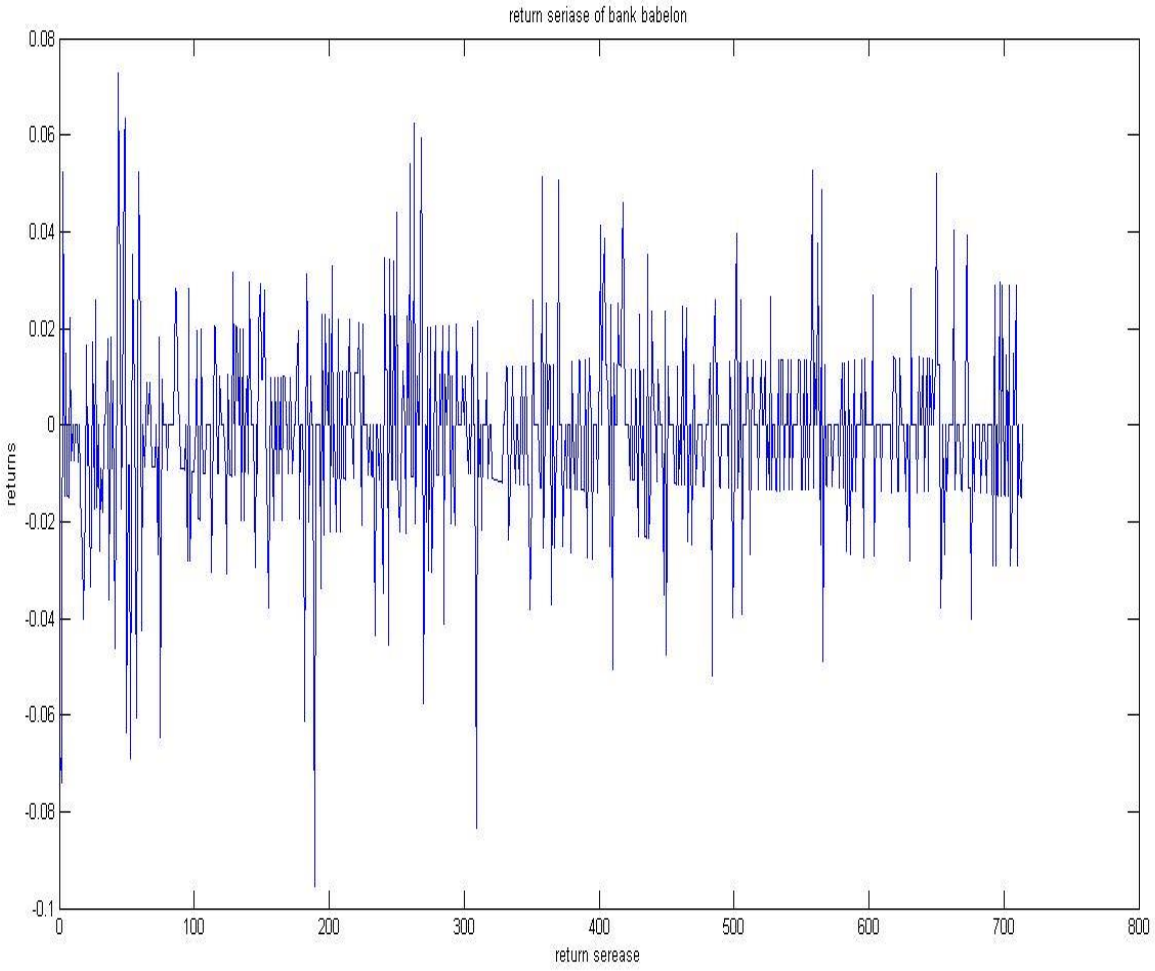
تم اعتماد سلسلة زمنية مأخوذة من سوق العراق للأوراق المالية وهي أسعار الإقفال اليومية (Daily Closing Price) اذا عتمدت أسعار الإغلاق ولكل جلسة لمؤشر (BBAY) (مصرف بابل) ومن بداية التداول الالكتروني للمؤشر بتأريخ 2009/9/15م الى تأريخ الحصول على السلسلة الزمنية في تأريخ 2013/9/1م أي بواقع 715 مشاهدة والشكل رقم (1-1) يوضح سير هذه السلسلة عبر الزمن اذ اتضح إن السلسلة تعاني من وجود مشكلة عدم تجانس تباين الخطأ من حيث وجود تقلبات شديدة في تباينات الخطأ والتي يطلق عليها مشكلة عدم ثبات تجانس تباين الخطأ العشوائي (Heteroscedasticity) ولهذا كان لابد من اللجوء إلى النماذج اللاخطية والتي لها القدرة على معالجة مثل هذه المشاكل وتحاكي سلوك هذه الظواهر مع العلم ان بداية التداول الالكتروني في سوق العراق للأوراق المالية بدأ بتأريخ الشهر الرابع من عام 2009م .

(الشكل1-1 يوضح أسعار الإقفال اليومية لمؤشر مصرف بابل(BBAY)والمسعر بالدولار الأميركي)



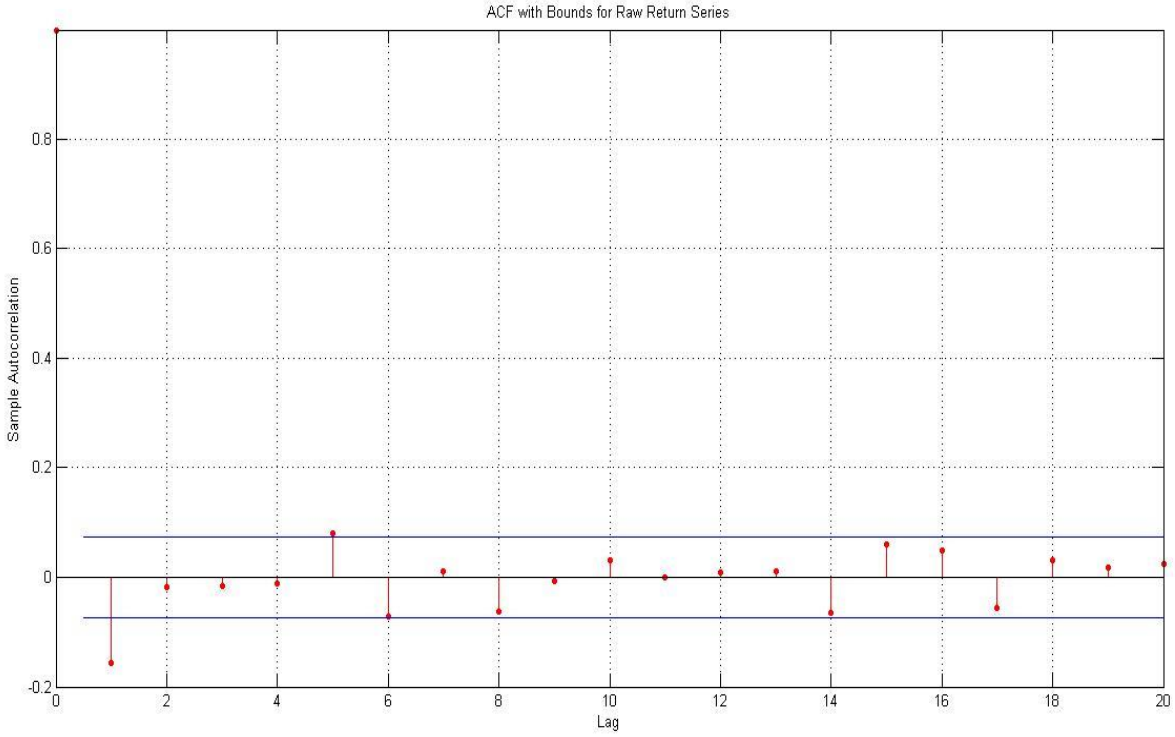
الشكل رقم (1-1) يوضح ان السلسة الزمنية وهي سلسلة الأسعار(Price series) غير مستقرة في الوسط بالتالي لابد من تحويلها الى سلسلة العودة (Return series) للحصول على سلسلة مستقرة والشكل رقم (1-2) يوضح رسم سلسلة العوائد المستقرة حول الوسط .

الشكل رقم (1-2) يوضح رسم سلسلة العوائد المستقرة حول الوسط لمؤشر مصرف بابل (BBAY)



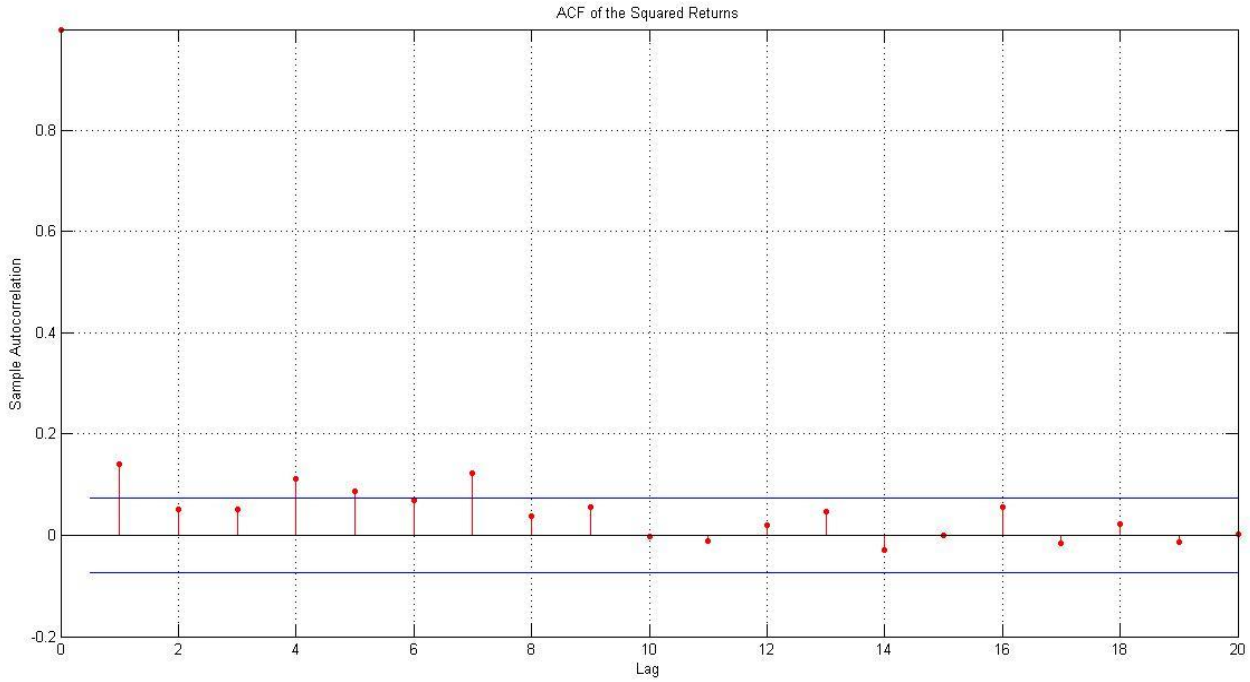
بعد الحصول على سلسلة مستقرة تبدأ مرحلة التشخيص (Identification) للأنموذج المناسب اذ تم حساب معاملات دالة الارتباط الذاتي (ACF)(Autocorrelation Function) لسلسة العوائد (return) والتي سيتم توضيحها بالشكل رقم (3-I) ومن خلاله تبين إن هذه المعاملات صغيرة جداً وواقعة ضمن الحدود الصفرية أي انه لا وجود للارتباط الذاتي في هذه السلسلة الزمنية.

الشكل رقم (3-I) يوضح رسم معاملات دالة الارتباط الذاتي لسلسة العوائد لمؤشر مصرف بابل (BBAY)



ولكن عند حساب معاملات دالة الارتباط الذاتي لمربع سلسلة العوائد (return)ستظهر لنا قيم هذه الارتباطات معنوية دلالة على ان هذه السلسلة تعاني من وجود تأثير (Heteroscedasticity) كما موضح في الشكل رقم (4-ا) .

الشكل (4-ا) يوضح رسم معاملات دالة الارتباط الذاتي لمربع سلسلة العوائد لمؤشر مصرف بابل (BBAY)



ولتأكيد ذلك تم استخدام اختبار (Ljung & Box) على سلسة العوائد بالمرحلة الأولى للإزاحات (lag15-lag30)ومن خلاله اتضح إن السلسلة تعاني من وجود تأثير (Heteroscedasticity) عدم تجانس التباين وذلك من خلال رفض فرضية العدم وقبول الفرضية البديلة .

Lag	H	pvalue
15	**1**	0.001829459991041
16	**1**	0.001646263358552
17	**1**	0.001272031250155
18	**1**	0.001648113866553
19	**1**	0.002406411633000
20	**1**	0.003280704077155
21	**1**	0.002555232573621
22	**1**	0.002991087475860
23	**1**	0.002199668318170
24	**1**	0.003260653739986
25	**1**	0.002126906227718
26	**1**	0.002408662043645
27	**1**	0.003448887179039
28	**1**	0.004850525116737
29	**1**	0.005748431095928
30	**1**	0.005974914404225

ومما تقدم تبين إن السلسلة الزمنية هي سلسلة لاخطية أي تحوي مشكلة عدم تجانس التباين الخطأ العشوائي, وأيضا تم استخدام الاختبار ولنفس الإزاحات (lag15 – lag30) على مربع سلسلة العوائد (return), اذ وجد ان جميع نتائج الاختبار تشير الى رفض فرضية العدم وقبول الفرضية البديلة والجدول التالي يوضح نتائج الاختبار .

Lag	H	pvalue
15	**1**	1.10079E-06
16	**1**	1.13982E-06
17	**1**	2.08888E-06
18	**1**	3.48548E-06
19	**1**	6.18384E-06
20	**1**	1.12640E-05
21	**1**	1.96602E-05
22	**1**	2.90043E-05
23	**1**	4.41515E-05
24	**1**	7.19161E-05
25	**1**	0.000112897
26	**1**	0.000119129
27	**1**	0.000182862
28	**1**	0.000129667
29	**1**	0.000157103
30	**1**	0.000236064

--- بعد الانتهاء من مرحلة التشخيص لابد من تحديد وتقدير رتبة الإنموذج الملائم لمعياري (AIC) ومعيار (BIC) والتي تم التطرق لهم بشكل تفصيلي في الجانب النظري وتم حساب هذه المعايير لنماذج (GJR-GARCH (1,1)) و(GJR-GARCH (2,1)) و(GJR-GARCH (1,2))و(GJR-GARCH (2,2)), اذ اتضح ان إنموذج ((GJR-GARCH (2,1) هو الافضل من بين النماذج المدروسة بعد ان قابلت هذه الرتبة اقل قيمة للمعيارين (AIC) و(BIC) ومن هذا يتضح ان المعيارين لم يختلفا في تحديد الرتبة الأمثل .
والجدول التالي يوضح قيم معايير تحديد الرتبة للنماذج المدروسة .

Models	AIC	BIC
GJR-GARCH (1,1)	**-3647.591718**	-3624.730305
GJR-GARCH (2,1)	**-3657.209492**	-3629.775797
GJR-GARCH (1,2)	**-3643.591694**	-3611.585716
GJR-GARCH (2,2)	**-3653.379260**	-3616.801001

بعد الانتهاء من تحديد الرتبة تم تقدير الإنموذج((GJR-GARCH (2,1) باعتماد طريقة (conditional maximam likelihood estimation) وتم عرض قيم (*Error Standard*) و(. StatisticT) وكانت النتائج كما يلي .

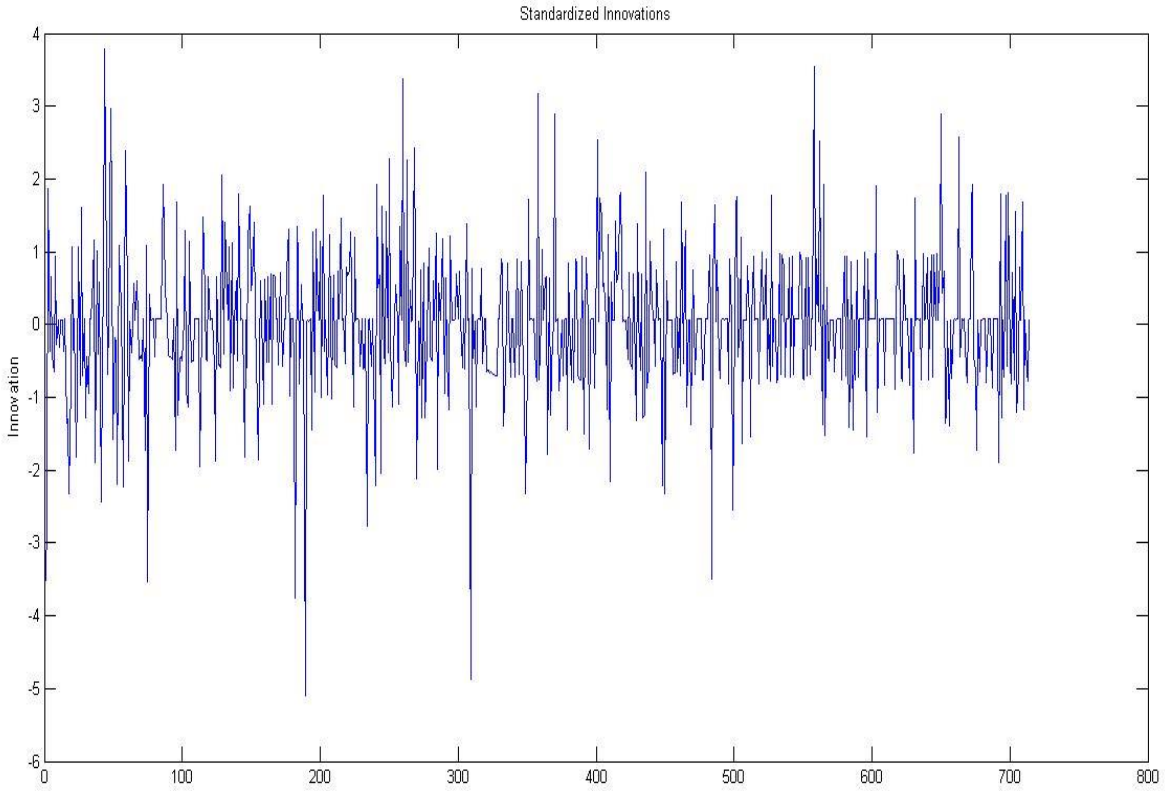
$$Y_t = -0.0012176 + x_t$$

$$\sigma_t^2 = 8.4479E-005 + 0.28505x_{t-1}^2 + 0.019125\sigma_{t-1}^2 + 0.56582\sigma_{t-2}^2 - 0.18785x_{t-1}^2$$

Parameter	Value	ErrorStandard	StatisticT .
μ	**-0.0012176**	**0.00065841**	-1.8494
w	**8.4479E-005**	**1.8441e-005**	4.5809
α_1	**0.28505**	**0.071465**	3.9887
β_1	**0.019125**	**0.044709**	0.4278
β_2	**0.56582**	**0.074891**	7.5553
Ω_1	**-0.18785**	**0.068239**	-2.7528

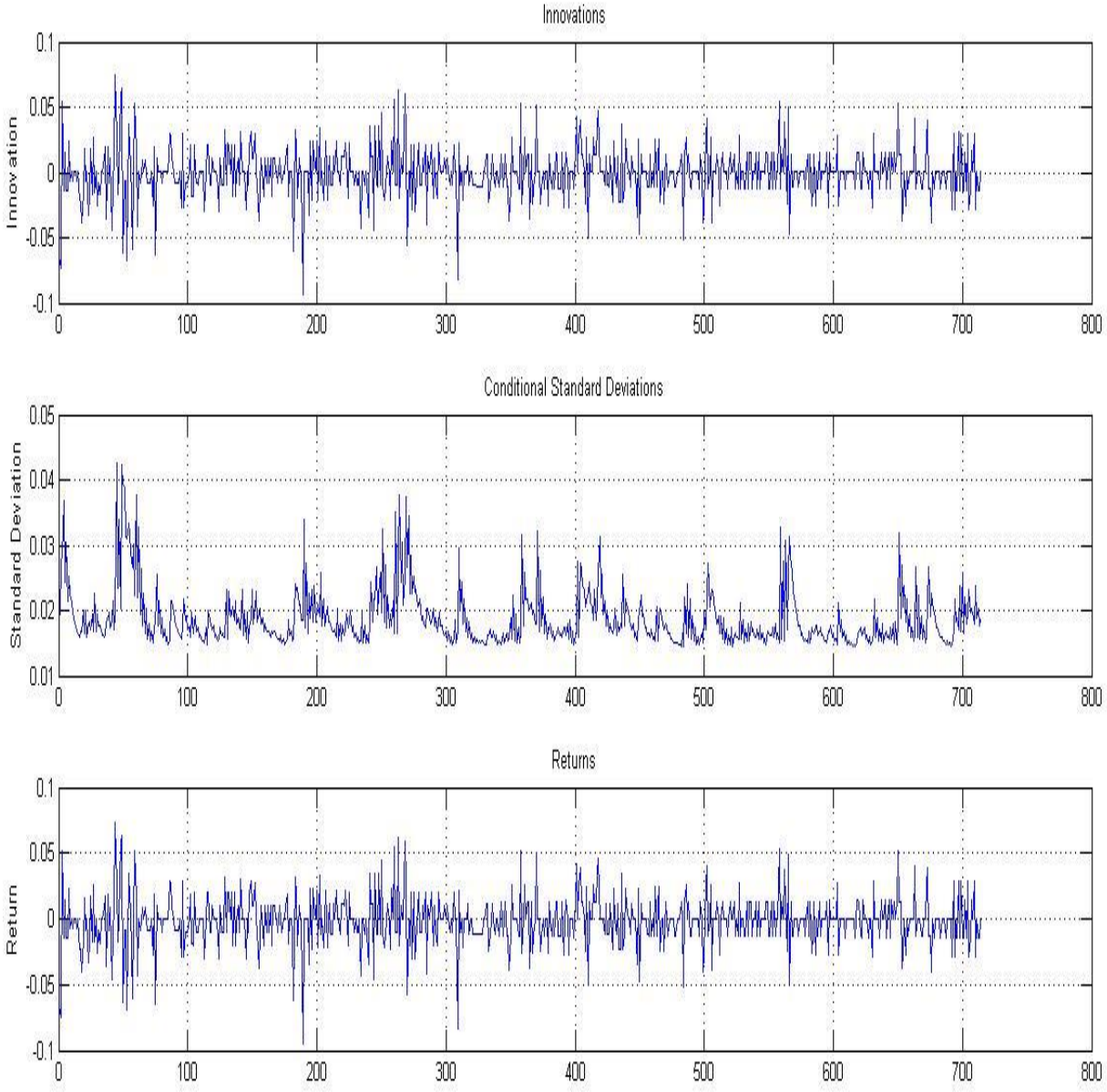
--- وبهدف التأكد من النتائج تم فحص مدى ملائمة الإنموذج الذي تم تقديره, من خلال تحليل سلسلة البواقي المعيارية المربعة والتي تم توضيحها في الجانب النظري, والشكل رقم(5-1) يوضح رسم سلسلة البواقي المعيارية لأنموذج ((GJR-GARCH (2,1) .

الشكل رقم (5-I) يوضح رسم سلسلة البواقي المعيارية لمؤشر مصرف بابل (BBAY)



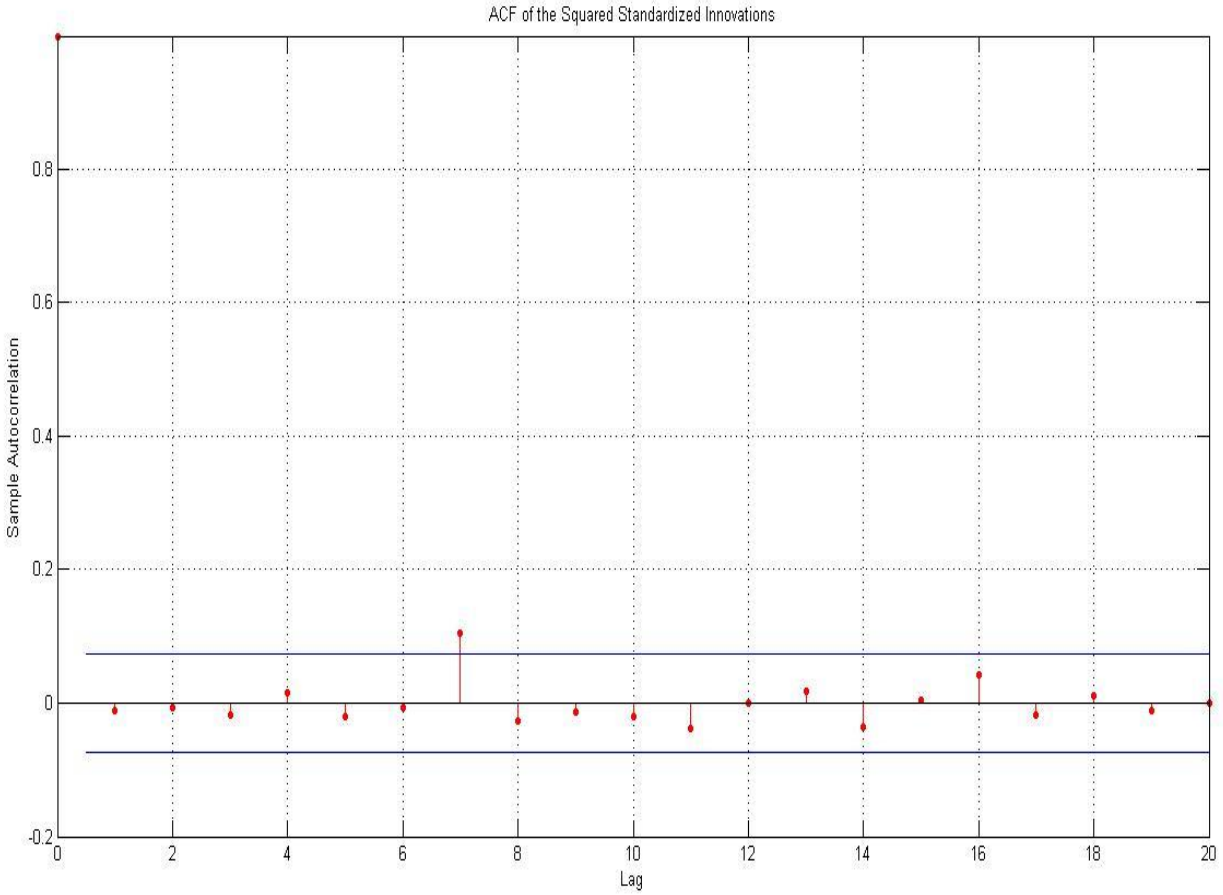
كما ان الشكل رقم (6-1) يوضح مقارنة سلسلة البواقي (Innovations) وسلسلة البواقي المعيارية (conditional standard deviation) مع سلسلة العودة (return) .

الشكل رقم (6-1) مقارنة مابين سلسلة البواقي وسلسلة البواقي المعياري وسلسلة العوائد



ومن خلال استخدام اختبار (Ljung-Box) على تربيع سلسلة البواقي المعيارية تم التأكد من انها لا تخضع لأي سلوك معين بمعنى أخر إن الإنموذج المقترح كان ملائم بالنسبة للسلسلة الزمنية حيث تم اختبار الإزاحات((Lag(15) to Lag(30), وكانت النتائج تشير الى ان جميع الإزاحات تدل على عدم رفض فرضية العدم والتي تعنيإن (volatility equation) التي تم اختيارها كافية للملائمة (adequacy), والشكل رقم (7-1) يوضح رسم لمعاملات دالة الارتباط الذاتي لتربيع سلسة البواقي المعيارية ويلاحظ من خلال الرسم إن قيم هذه المعاملات لاتتعدى الحدود الصفرية أيإن قيمها صغيرة جداً وهذا يتفق مع نتيجة الاختبار .

الشكل(7-I) معاملات دالة الارتباط الذاتي لسلسة البواقي المعياري المربعة لمؤشر مصرف بابل (BBAY)

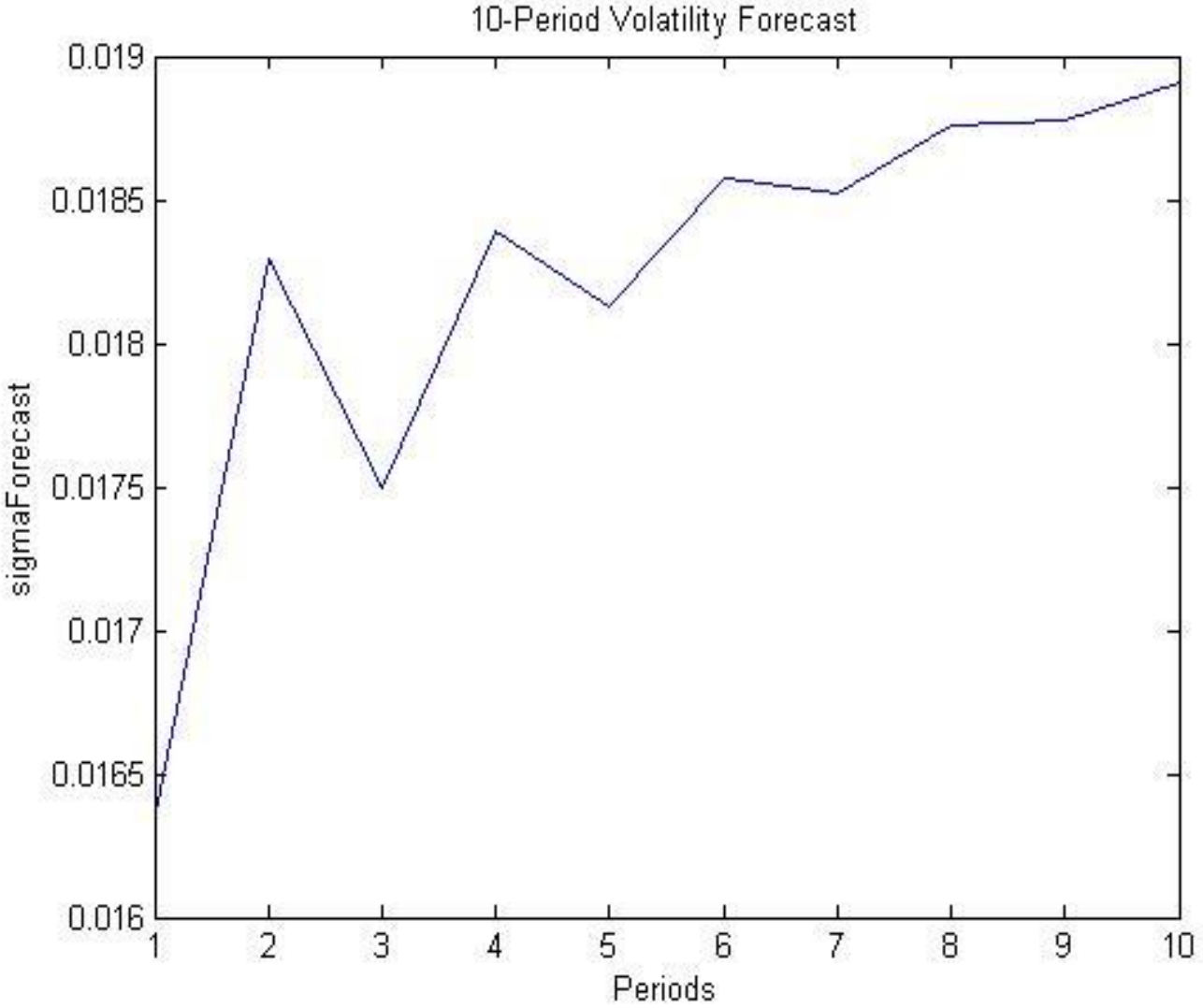


والجدول أدناه يوضح نتائج اختبار(Ljung-Box)على تربيع سلسلة البواقي المعيارية المعيارية.

Lag	H	pvalue
15	**0**	0.678538908
16	**0**	0.653573359
17	**0**	0.702585895
18	**0**	0.756560669
19	**0**	0.803069655
20	**0**	0.847246676
21	**0**	0.883182792
22	**0**	0.912637952
23	**0**	0.915676775
24	**0**	0.937456701
25	**0**	0.95449861I
26	**0**	0.957049821
27	**0**	0.969170162
28	**0**	0.959483629
29	**0**	0.959803037
30	**0**	0.969421599

--- ومن خلال الإنموذج المقدر تم التنبؤ(Forcasting) بقيم التباينات ولعشرة مشاهدات لاحقة والشكل رقم (8-I) يوضح الرسم البياني للقيم .

الشكل رقم (8-I) رسم لنتيجة التنبؤات لمؤشر مصرف بابل (BBAY)



الفصل الرابع

من خلال هذا البحث تم التوصل الى بعض الاستنتاجات والتوصيات المهمة التي سيتم توضيها بالفقرات التالية.

4-1الاستنتاجات والتوصيات :-

1- السلاسل الزمنية للبيانات المالية تكون عادة غير مستقرة حول الوسط بالتالي لابد من اجراء عملية التحويل الى سلسلة العوائد المستقرة .
2- تم استخدام معياري (AIC) و (BIC) لتحديد الرتبة الأفضل واتضح إن المعيارين متفقين من حيث تحديد الرتبة للنموذج الملائم أي أن المعيارين حدّدا نفس الرتبة.
3- اثبتت النتائج ان عملية تحديد ازاحات من اجل تحديد سلوك الظاهرة في عملية التشخيص من حيث احتوائها على تأثير (Heteroscedasticity) تكون غير دقيقة في بعض الاحيان بالتالي بفضل استخدام الاختبارات الخاصة بتحديد تأثير (Heteroscedasticity) على السلسلة كاملة, كون بعض الازاحات لا تظهر وجود مشكلة عدم تجانس تباين والبعض الاخر يظهر وجود هذه المشكلة , ويوصي الباحث باستخدام أسلوب الإزاحات في حال الحاجة لتحديد أماكن وجود مشكلة الـ (Heterosce dasticity) في السلسلة الزمنية .
4- يوصي الباحث بدراسة نماذج أخرى من نماذج (Garch) المتماثلة لبيان وتوضيح الية عمل كل منها كونها من المواضيع المهمة في الاسواق المالية وحديثة التطبيق وجيدة التوصيف لمثل هذه الظواهر .
5- كما يوصي الباحث بعمل مقارنة بين نماذج (Garch) المتماثلة لبيان مدى فاعلية هذه النماذج وكل حسب نوع البيانات الخاصة به لبيان ميزة كل نموذج عن الاخر .

5-1 المصادر

المصادر العربية

1- الناصر د. عبدالمجيد حمزة , عبدالله ,سهيل نجم – 2008 (تحليل نماذج السلاسل الزمنية اللاخطية من نوع (arch &garch) للرتب الدنيا بإستخدام المحاكاة) اطروحة دكتوراه .

المصادر الاجنبية

2- Time Series Analysis: Conditional Volatility Models , Mei-Yuan Chen , Department of Finance , National Chung Hsing University , Feb, 25, 2013 .

3-A Hybrid Fuzzy GJR-GARCH Modeling Approach for Stock Market Volatility Forecasting ,(Modelo H´ıbrido GJR-GARCH Neboluso para a Previs˜ao da Volatilidadeem Mercados de Ac¸ ˜oes) , Rev. Bras. Financ¸as, Rio de Janeiro, Vol. 10, No. 3, September 2012 .

4-TIME SERIES ANALYSIS USING WAVELETS AND GJR-GARCH MODELS , MirceaGherman, Romulus Terebes, Monica Borda , Technical University of Cluj-Napoca, Faculty of Electronics, Telecommunication and Information Technology, Department of Communications, Cluj-Napoca, Romania , Bucharest , august 2012 .

5- The asymmetric volatility of house prices in the UK , I-Chun Tsai , National University of Kaohsiung, Kaohsiung, Taiwan, and , Ming-Chi Chen , National Sun Yat-sen University, Kaohsiung, Taiwan , January 2009 .
www.emeraldinsight.com

6-Volatility Forecasting I: GARCH Models , Rob Reider , October 19, 2009

7-Parsimonious principle of GARCH models: a Monte-Carlo approach , Department of Economics, University of California, San Diego, California, USA , Journal OF Risk Finance Vol 7 No.5 ,2006 .
www.emeraldinsight.com

8-George Levy , COMPUTATIONAL FINANCE , Numerical Methodsfor Pricing Financial Instruments , 2004.

9--GLOSTEN, RAVI JAGANNATHAN, and DAVID E. RUNKLE*On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks LAWRENCE R , 1993 .