استخدام المحاكاة للمقارنة بين الانموذجين TGARCH(1,1) و GJR-GARCH(1,1) عندما تتبع عملية الخطأ العشوائي توزيع (Student's-t) الملتوي وغير الملتوي

قصي احمد طه / باحث / qusay1980iq@gmail.com
أ.د. جواد كاظم خضير / الجامعة المستنصرية / كلية الادارة والاقتصاد/Jkadem91@yahoo.com

P: ISSN : 1813-6729
E : ISSN : 2707-1359
https://doi.org/10.31272/jae.i134.1208

تأريخ أستلام البحث : 2022/3/3   مقبول للنشر بتأريخ : 2022/3/30

المستخلص :

ان معظم اسواق المال واسعارالصرف المحلية والعالمية وحتى المتغيرات الاقتصادية كالتضخم واسعار الاسهم تتميز بخاصية التقلبات (Volatility) والتغيرات المفاجئة التي قد تكون خارجة عن المألوف . لذا تم ادخال اطار تبديل النظام (System Switching) في نماذج (ARCH) و (GARCH) لتشكل انموذجا يلائم التقلبات والتغيرات المفاجئة متمثلةً بانموذج يتبع الخطأ العشوائي فيه انموذج العتبة لعملية الانحدار الذاتي المشروط بعدم التجانس. ويوجد اسلوبان في تمثيل هذا الانموذج هما (TGARCH) و (GJR-GARCH).

يهدف البحث الى المقارنة بين الانموذجين (TGARCH(1,1 و GJR-GARCH(1,1) وبشكل خاص عندما تتبع عملية الخطأ العشوائي توزيع (Student's-t) الملتوي وغير الملتوي باستخدام اسلوب المحاكاة لكون هذين الانموذجين اكثر تأثرا بهذا النوع من التوزيعات. فقد تبين افضلية الانموذج (TGARCH) لكونه اعطى اقل القيم للمعايير (RMSE , AIC , MPE , MAPE) لمرحلة التنبؤات المستقبلية للتقلبات وذلك لمجمل العينات المختلفة والتوزيعات المستخدمة وايضا لمجاميع القيم الافتراضية.

الكلمات المفتاحية : انموذج TGARCH(1,1), انموذج GJR-GARCH(1,1), توزيع (Student's-t) الملتوي وغير الملتوي

مجلة الادارة والاقتصاد
مجلد 47 / العدد 134 / ايلول/ 2022
الصفحات : 160 - 173

* بحث مستل من أطروحة دتكوراه .

1- المقدمة :

تعد السلاسل الزمنية احد اهم المواضيع النظرية والتطبيقية في المجالات كافة, ولعل اهمها المجالات الاقتصادية بشكل عام ومجال المال بشكل خاص , وقد حدث تطور ملحوظ في اواخر العقد الاخير من القرن الماضي في مجال سوق الاوراق المالية أو مايسمى البورصة. وهنا بدأ الاهتمام بدراسة شاملة للسياسة الاقتصادية المالية وتطبيقاتها من خلال وضع نماذج للبيانات المالية في مجال السلاسل الزمنية بهدف الحصول على تنبؤات دقيقة عند رسم السياسة النقدية للبلد. ولكون معظم اسواق المال واسعار الصرف المحلية والعالمية وحتى المتغيرات الاقتصادية كالتضخم واسعار الاسهم تتميز بخاصية التقلبات (Volatility) والتغيرات المفاجئة التي قد تكون خارجة عن المألوف , فقد تم ادخال اطار تبديل النظام (System Switching) في نماذج (ARCH) و (GARCH) لتشكل انموذجا يلائم التقلبات والتغيرات المفاجئة متمثلاً بانموذج يتبع الخطأ العشوائي فيه انموذج العتبة لعملية الانحدار الذاتي المشروط بعدم التجانس. ويوجد اسلوبان في تمثيل هذا الانموذج , الاول قد تم تقديمه من (Glosten , Jagannathan & Runkle ,1993) تحت عنوان انموذج العتبة للانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس التباين (GJR-GARCH) . اما الثاني فقد تم اقتراحه من قبل (Zakoian ,1994)[16] بصيغة مشابهة للانموذج الاول تحت عنوان (TGARCH) , الا ان الاختلاف كان في معادلة التقلب , حيث تضمنت هذه المعادلة على دالة التباين (σ_t^2) في الانموذج الاول فيما تضمنت دالة الانحراف المعياري (σ_t) في الانموذج الثاني.

2- مشكلة البحث :

ان القيم التنبؤية الناتجة عن مطابقة السلاسل الزمنية المالية باستخدام نماذج التقلب تكون في بعض الاحيان غير كافية في تفسير التقلبات المفاجئة التي قد تحصل في المستقبل, بسبب تبديل النظام في سلوك مشاهدات السلسلة المالية مما يؤدي الى اضطراب في مسار التقلب . وبذلك يتم اللجوء الى مطابقة هذا النوع من السلاسل بنماذج تكون منهجيتها تتلائم مع هكذا نمط من الانظمة ومنها انموذج العتبة (TGARCH) و انموذج (GJR-GARCH) كأسلوب بديل لنماذج (GARCH).

3. هدف البحث :

يهدف البحث الى المقارنة بين الانموذجين (TGARCH(1,1 و GJR-GARCH(1,1) وبشكل خاص عندما تتبع عملية الخطأ العشوائي توزيع (Student's-t) الملتوي وغير الملتوي باستخدام اسلوب المحاكاة لكون هذين الانموذجين اكثر تأثرا بهذا النوع من التوزيعات .

4. الجانب النظري :

1.4 نماذج TGARCH [13,14,16]

يعد تغيير التقلبات بمرور الوقت وعدم التماثل في التقلب سمة مهمة في السلاسل الزمنية المالية مما يجعل الانموذج GARCH غير قادر على تفسير التقلبات المفاجئة وغير كافي لوصف التغيرات في عملية التقلب المستقبلية . فيما تعد نماذج TGARCH ملائمة في استقطاب المواصفات المذكورة اضافة الى كونها مفيدة في الحالات التي يكون فيها للصدمات الإيجابية والسلبية السابقة تاثيرات مختلفة على العائدات , وهي طريقة مهمة لالتقاط هذه التاثيرات مع الحفاظ على بساطة GARCH الكلاسيكية (الخطية) عندما لاتكون البيانات غير خطية . لذلك فان انموذج TGARCH يعد انموذج تقلب شائع الاستخدام مع تاثيرات الرافعات المالية (Leverage effect)

فقد تبنى الباحثان (Rabemananjara and Zakoian)[13] اسلوبا مختلفا الى حد ما , اضافة الى ما قدمه الباحثان (Davidian and Carroll,1987)[4] حول تقدير دالة التباين. حيث توصل الباحثان في حالة التوزيعات غير الطبيعية ان قيم البواقي المطلقة تعطي تقديرات تباين اكثر كفاءة من القيم التربيعية للبواقي . وبناءً عليه, استخدم (Zakoian,1994)[16] الانحراف المعياري الشرطي بدلا من التباين الشرطي مما يسمح بتفاعلات مختلفة من التقلبات على اشارة الاخطاء السابقة .

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

2.4 انموذج TGARCH(q,p)[16]

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

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

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

$$y_t = \mu + \epsilon_t$$

$\epsilon_t = \sigma_t W_t$ ... ... (3)

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

(W_t)i.i.d,, $EW_t = 0,\ Var(w_t) = 1\ ,W_t$ independent of $\mathbf{\epsilon_{t-1}}\ \forall\ t$ ... (5)

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

3.4 الانموذج TGARCH(1,1) [15]

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

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

اذ ان :

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

ويمكن كتابة شرط الاستقرارية التامة (Strict Stationarity) للانموذج TGARCH(1,1) على النحو الاتي:

$$E[Ln(\alpha_1^{+}W_t^{+} - \alpha_1^{-}W_t^{-} + \beta_1)] < 0 \quad \ldots\ldots(7)$$

4.4 اسلوب Glosten , Jagannathan and Runkle

اقترح كل من (Glosten , Jagannthan and Runkle,1993) [7] انموذج (GJR-GARCH) وهو مشابه للانموذج (TGARCH), ولكن الاختلاف يكمن في حقيقة مفادها ان التعامل يكون مع الانحراف المعياري الشرطي في الانموذج (TGARCH), بينما يتم التعامل مع التباين الشرطي في الانموذج (GJR-GARCH) . كما بين الباحثون ان هذا الانموذج يقوم على التقاط السلوك غير المتماثل من خلال السماح للتباين الشرطي الحالي باستجابة مختلفة للعوائد السابقة الإيجابية والسلبية. وقد تناول هذا الانموذج العديد من الباحثين ومنهم (Ling and Mcaleer, 2002) [10] , (Duan et al.,2006) [5] , (Abdul Rahim et al,2018) [1] و(Kuhe, (2018).) [9] ,وآخرون

ويكتب الانموذج GJR-GARCH(p,q) كالاتي :-

$$y_t = \mu + \epsilon_t$$
$$\epsilon_t = \sigma_t\,W_t \qquad W_t{\sim}iid\ N(0,1)$$
$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p}\alpha_i^{*}\,\epsilon_{t-i}^2\ + \sum_{i=1}^{p}\gamma_i^{*}\,R_i^{-}\epsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{q}\beta_j\sigma_{t-j}^2\ \ldots\ldots \quad (8)$$

وعندما ($p = q = 1$) يمكن الحصول على الانموذج GJR-GARCH(1,1) والمعرفة صيغته في المعادلة (8), اي ان معادلة التقلب تكون :

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 +\ \alpha_1\,\epsilon_{t-1}^2 + \gamma_1 R_i^{-}\ \epsilon_{t-1}^2 + \beta_1\sigma_{t-1}^2 \quad \ldots\ldots(9)$$

اذ ان :

$$R_1^{-} = \begin{cases}1 & ,\epsilon_{t-1} < 0\\ 0 & ,\quad o.w\end{cases}$$

وان (γ_1) تمثل تأثير الرافعة المالية التي تشير الى ان احتمالية حدوث صدمات او اخبار سلبية للمعلومات يكون لها تأثير اكبر على التقلب من الصدمات الايجابية . وفي هذا الانموذج ايضا , تكون الاخبار جيدة عندما $\epsilon_{t-1} > 0$, وتكون سيئة عندما $\epsilon_{t-1} < 0$.فضلا عن ذلك , الاخبار الجيدة لها تأثيرعلى (α_1) , بينما الاخبار السيئة لها تأثير على ($\alpha_1 + \gamma_1$) , واذا كان $\gamma_1 > 0$ فان الاخبار السيئة تنتج مزيد من التقلب وهذا مؤشر على تأثير الرافعة المالية. واذا كان $\gamma_1 \neq 0$ فان تأثير الاخبار يكون غير متماثل.

5.4 مراحل بناء الانموذج TGARCH [2,15]

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

1.5.4 التشخيص

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

$$y_t = Log\ p_t - Log\ p_{t-1} \quad \ldots\ldots(10)$$

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

2.5.4 اختبار الحالة الطبيعية Test of normality [8]

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

$$JB = n\left(\frac{S^2}{6} + \frac{(k-3)^2}{24}\right) \qquad \ldots\ldots(11)$$

اذ ان :

k : يمثل معامل التفلطح للعينة , وان S : يمثل معامل الالتواء للعينة

3.5.4 اختبار وجود تاثير ARCH (Ljung-Box test)

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

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

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

وان احصاءة الاختبار تكون وفق الصيغة :-

$$Q_{(m)} = n(T+2)\sum_{k=1}^{m}\frac{\hat{p}^2_{(k)}}{n-k} \quad \sim X^2_{m-p} \qquad \ldots\ldots(12)$$

$$\hat{p}_k = \frac{\sum_{t=k+1}^{n}(\hat{y}_t^2 - \hat{\sigma}_T^2)(\hat{y}_{t-k}^2 - \hat{\sigma}_T^2)}{\sum_{t=1}^{n}(\hat{y}_t^2 - \hat{\sigma}_T^2)^2} \qquad \ldots\ldots(13)$$

$$\hat{\sigma}_n^2 = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n}\hat{y}_t^2 \qquad \ldots\ldots(14)$$

حيث ان

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

4.5.4 اختبار مضاعف لاكرانج Lagrange Multipier [6]

عند تطبيق نماذج GARCH لسلسلة البواقي ، يكون من المهم اختبار وجود تأثيرات الانحدار الذاتي الشرطي (ARCH) في بواقي الانموذج, وذلك باستخدام اختبار مضاعف لاكرانج (Lagrange Multiplier) (LM) الذي اقترح من قبل (Engle and Patton, 2001)[6] . حيث يطبق هذا الاختبار قبل البدء بتقدير الانموذج باعتبار ARCH وذلك من خلال تقدير المعادلة تحت الدراسة باستخدام أسلوب المربعات الصغرى , اي بتقدير المعادلة الاتية:

$$y_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1}^2 + \alpha_2 y_{t-2}^2 + \cdots \alpha_p y_{t-p}^2 + \eta_t \qquad \ldots\ldots(15)$$

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

H_0: عدم وجود تأثيرARCH

H_1: وجود تأثيرARCH

وان احصاءة الاختبار تكون وفق الصيغة :-

$$ARCH\ Test\ (LM) = T \times R^2 \quad \sim x^2_{(p)} \qquad \ldots\ldots(16)$$

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

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

اذ ان:

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

ومن ثم مقارنة القيمة المحسوبة مع القيمة الجدولية عند درجة الحرية (p) وبمستوى معنوية (α) . فاذا كانت القيمة الجدولية اكبر من المحسوبة لاترفض فرضية العدم وبهذا لايوجد تاثير لـــ ARCH أي عدم وجود مشكلة عدم تجانس التباين للخطأ وترفض فرضية العدم عندما تكون القيمة الجدولية اقل من المحسوبة وهذا يدل على وجود تاثير لــARCH.

5.5.4 تقدير معلمات الانموذج:

اولا: طريقة المربعات الصغرى العامة الكاوسية : [14]

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

$$y_t = \emptyset y_{t-1} + \epsilon_t \qquad \ldots..(17)$$

وان (ϵ_t) معطاة في المعادلات (3),(4) و(5) مع افتراض ان (y_t) عملية تخضع للتوزيع الطبيعي. فعند تطبيق طريقة (OLS) للمعادلة (17), يتم الحصول على المقدر $\widehat{\emptyset}$ وسلسلة البواقي $\epsilon_t = y_t - \widehat{\emptyset} y_{t-1}$. , ومن ثم يتم تطبيق طريقة الخطوتين (Two-step method) للمعادلة (9) للانموذج المقلص TARCH . ومنها ينتج ان :

$$\epsilon_t^+ = [\alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} (\alpha_i^+ \epsilon_{t-i}^+ - \alpha_i^- \epsilon_{t-i}^-)] E[W^+] + \sigma_t [W_t^+ - EW_t^+]$$
$$\epsilon_t^- = [\alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} (\alpha_i^+ \epsilon_{t-i}^+ - \alpha_i^- \epsilon_{t-i}^-)] E[W^-] + \sigma_t [W_t^- - EW_t^-] \qquad \ldots..(18)$$

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

$$\tilde{\sigma}_t^2 = [\tilde{\alpha}_{0T} + \sum_{i=1}^{q} (\tilde{\alpha}_{iT}^+ \tilde{\epsilon}_{t-i}^+ - \tilde{\alpha}_{iT}^- \tilde{\epsilon}_{t-i}^-)]^2 \qquad \ldots..(19)$$

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

$$\widehat{\widehat{\emptyset}}_T = \left[\sum_{t=2}^{T} \frac{Y_t Y_{t-1}}{\tilde{\sigma}_t^2}\right] \left[\sum_{t=2}^{T} \frac{Y_{t-1}^2}{\tilde{\sigma}_t^2}\right]^{-1} \qquad \ldots..(20)$$

بتباين تقاربي :

$$Var[\sqrt{T} \left(\widehat{\widehat{\emptyset}}_T - \emptyset\right) = \left[E_O \left[\frac{1}{\sigma_t^2} \left(\frac{\partial \epsilon_t}{\partial \emptyset}\right)^2\right]\right]^{-1} \qquad \ldots..(21)$$

ثانيا: طريقة الامكان الاعظم Maximum Likelihood Method [16]

لتقدير الانموذج المعرف بالمعادلة (4) ,وعلى فرض ان (ϵ_t) تمثل متسلسلة الخطأ العشوائي في انموذج الانحدار الاتي :

$$\epsilon_t = y_t - x_t' \phi \qquad \ldots..(22)$$

اذ ان : y_t : المتغير المعتمد , x_t : المتغيرات التوضيحية و ϕ : متجه المعلمات المجهولة.
وعلى فرض ان $\omega' = [\alpha_0, \alpha_1^+, \alpha_1^-, \ldots, \alpha_q^+, \alpha_q^-, \beta_1, \beta_p]$ و $\theta = [\phi, \omega'] \in \Theta$, هي مجموعة جزئية من R^{2q+p-1} . فان دالة الامكان في حالة التوزيع الطبيعي لعينة مؤلفة من (T) من المشاهدات مشروطة على اول (q) بصرف النظر عن بعض الثوابت :

$$Log\ L(Y;\theta) = -\frac{T}{2} Log(2\pi) - \frac{1}{2}\sum_{t=q+1}^{T} Log\ \sigma_t^2 - \frac{1}{2}\sum_{t=q+1}^{T}\left(\frac{\epsilon_t^2}{\sigma_t^2}\right) \quad ..(23)$$

6.4 التنبؤ [12] Forecasting

يعد التنبؤ من المراحل المهمة في نمذجة السلاسل الزمنية, ويمثل الهدف الرئيس في كل تطبيق. وفيما يلي توضيح مبسط لعملية التنبؤ في حالة الانموذج GJR-GARCH(1,1) عندما تتبع عملية الخطأ العشوائي التوزيع الطبيعي القياسي, اي ان $W_t \sim iid\ N(0,1)$, و $E(W_{t-1}^2) = 1$, وبذلك يكون $E(\epsilon_{t-1}^2) = \sigma_{t-1}^2$.

ومن ثم فان التنبؤ لـ (σ_t^2) عندما تكون Ω_{t-1}معطاة فانه يمكن صياغة معادلة التقلب على النحو الاتي:

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

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

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

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

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

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

$$\sigma_{t+h}^2 = \frac{\hat{\alpha}_0[1 - (\hat{\alpha}_1 + \hat{\gamma}_1 + \hat{\beta}_1)^h]}{1 - (\hat{\alpha}_1 + \hat{\gamma}_1 + \hat{\beta}_1)} + (\hat{\alpha}_1 + \hat{\gamma}_1 + \hat{\beta}_1)^h\sigma_t^2 \quad ....(24)$$

1,6.4 معايير التنبؤ[15] :

- جذر متوسط مربعات الخطأ:

$$\text{RMSE} = \left[\frac{1}{h+1}\sum_{t=s}^{s+h}(\hat{\sigma}_t^2 - \sigma_t^2)^2\right]^{0.5} \quad ....(25)$$

- **متوسط الخطأ المطلق** :

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

- **متوسط مطلق الخطأ النسبي :**

$$\text{MAPE} = \frac{1}{h+1}\sum_{t=s}^{s+h}\frac{|\hat{\sigma}_t^2 - \sigma_t^2|}{\sigma_t^2} \quad ....(27)$$

اذ ان :
h: عدد الخطوات الى الامام , s: حجم العينة , $\hat{\sigma}_t^2$: تنبؤ التباين و σ_t^2 : التباين الحقيقي.

5. الجانب التجريبي :

تم استخدام المحاكاة في الجانب التجريبي لدراسة الانموذجين (TGARCH(1,1 و GJR-GARCH(1,1) بهدف المقارنة بينهما عندما تتبع عملية الخطأ العشوائي توزيع (Student's-t) الملتوي

وغير الملتوي. ويعود السبب في استخدام بعض التوزيع الملتوي هو ابتعاد معامل الالتواء والتفلطح عن المعاملات ذاتها للتوزيع الطبيعي وهي ميزة السلاسل الزمنية المالية.

6. توليد دوال التوزيع المستخدمة في تجارب المحاكاة :

1.6 التوزيع الطبيعي الملتوي $(\mathbf{SN})$:

لتوليد متغير عملية الخطأ العشوائي بالتوزيع الطبيعي القياسي الملتوي يتم استخدام الصيغة التالية التي اقترحت من قبل الباحث (Henze,1986) اعتمادا على دالة الكثافة الاحتمالية للتوزيع الطبيعي :

$$\epsilon_t = \frac{\lambda|W_1| + W_2}{\sqrt{1+\lambda^2}} \sim SN(\lambda) \qquad \ldots\ldots(28)$$

اذ ان λ تمثل معلمة الالتواء, $W_1, W_2 \sim iid\ N(0,1)$ بحيث

$$W_1 = (-2\ LogR_1)^{0.5}\sin(2\pi\ R_2) \qquad \ldots.(29)$$

$$W_2 = (-2\ LogR_1)^{0.5}\cos(2\pi\ R_2) \qquad \ldots.(30)$$

وان $R_1, R_2 \sim U(0,1)$.

2.6 توزيع Student's-t:

يتم توليد متغير عملية الخطأ العشوائي بتوزيع Student's-t باستخدام التوزيع الطبيعي القياسي ومن ثم توليد متغير يتبع توزيع مربع كاي بدرجة حرية (v) , وذلك من خلال المعادلة الاتية:

$$\sum_{i=1}^{v}[N(0,1)]_i^2 \sim \chi^2_{(v)}$$

ومن ثم استخدام الصيغة التالية في توليد التوزيع المطلوب:

$$\epsilon_t = \frac{N(0,1)}{\sqrt{\chi^2_{(v)}/v}} \sim t_{(v)} \qquad \ldots\ldots(31)$$

3.6 توزيع Student's-t الملتوي (ST):

لتوليد متغير عملية الخطأ العشوائي بتوزيع Student's-t الملتوي , يتم استخدام متغير التوزيع الطبيعي القياسي الملتوي (SN) ومتغير مربع كاي . اي ان :

$$\epsilon_t = \frac{SN(\lambda)}{\sqrt{\chi^2_{(v)}/v}} \sim ST_{(v)} \qquad \ldots\ldots(32)$$

7. خطوات تجارب المحاكاة:

استخدام ثلاثة حجوم عينة في التجارب هي(1000,500, 2000).

1. **عدد مرات تكرار كل تجربة (1000) مكرراً .**
2. **استخدام برنامج (R. 3.3.2) في تنفيذ تجارب المحاكاة لكل النماذج بصورة عامة .**
3. **ان القيم الافتراضية لمعلمات النماذج كانت تشتمل على (3) مجاميع من وعلى النحو الاتي :**

Sets	α_0	α_1	γ	β_1
S_1	0.001	0.3	0.3	0.5
S_2	0.001	0.15	- 0.5	0.75
S_3	0.001	0.25	-0.4	0.65

اما القيم الافتراضية لمعلمة التواء التوزيع الملتوي كانت تساوي $(\lambda = 0.7)$ ومعلمة الشكل كانت تساوي $(v = 5)$.وقد استخدمت المعايير الاتية: متوسط قيم المعلمات , مطلق التحيز للمعلمات المقدرة |Biased| ومتوسط مربعات الخطأ (MSE) في مرحلة تقدير النماذج. كما تم استخدام معاييرالمقارنة هي جذر متوسط مربعات الخطأ (RMSE) ,معيار معلومات اكيكي (AIC) , متوسط الخطأ المطلق (MAE) و متوسط مطلق الخطأ النسبي (MAPE) في مرحلة التنبؤات المستقبلية.

وتم تنفيذ تجربة محاكاة الانموذجين (TGARCH) و (GJR-GARCH) باسلوب طريقة الامكان الاعظم (ML)عندما تتبع عملية الخطأ العشوائي التوزيعين (Student's-t) الملتوي وغير الملتوي وذلك من خلال قيم المعلمات الافتراضية المرتبة بشكل مجموعات (S_1, S_2, S_3) . وان نتائج هذه التجربة قد وضعت في الجداول المرقمة من (1) الى (8). ويلاحظ من خلال هذه الجداول ما يأتي:

1. يلاحظ عند تنفيذ التجربة لحجوم العينات كافة (2000 , 1000 , n = 500) الموضحة بالجداول (1), (2) و(3) , هناك تأثير لحجم العينة , حيث تتناقص قيم المعيارين |Biased| و (MSE) لكل المقدرات في الانموذجين (TGARCH) و(GJR- GARCH) عند تزايد حجم العينة بشكل عام .
2. يلاحظ ايضا ان المعلمة (α_0) للانموذج (GJR- GARCH) تمتلك اقل القيم للمعيارين |Biased| و (MSE) لكل حجوم العينة ولمجمل المجموعات لقيم المعلمات الافتراضية.
3. كما يلاحظ ان المعلمتين (v, β_1) للانموذج (GJR- GARCH) تمتلك اقل القيم للمعيارين المذكورين لكل حجوم العينة وللمجموعة الافتراضية (S_1) .
4. ان قيم العلمات المقدرة ($\alpha_1, \beta_1, \gamma, v$) كانت تمتلك اقل القيم للمعايير المذكورة للانموذج (TGARCH) وذلك لكل حجوم العينة وللمجموعتين الافتراضيتين (S_2 ,S_3). وبذلك يمكن القول تفوق الانموذج (TGARCH) في حالة القيم الافتراضية ضمن المجموعتين (S_2, S_3) لكل حجوم العينة, مع افضلية الانموذج (GJR- GARCH) في حالة المجموعتين (S_1).
5. يلاحظ على العموم عند تنفيذ التجربة لحجوم العينات كافة (2000 , 1000 , n = 500) الموضحة بالجداول (4), (5) و(6) ان قيم المعيارين |Biased| و (MSE) للمعلمة (α_1) يتناقصان عند حجمي العينة (1000و2000) للانموذج , فيما يتذبذبان بالتزايد والتناقص عند حجم العينة (1000) للانموذج ثم يتنقصان عند حجم العينة (2000).
6. اما معلمة الرافعة (γ) فان قيم المعيارين المذكورين يتزايدان عند حجم العينة (1000) ثم يتناقصان عند حجم العينة (2000) عموما للانموذجين (TGARCH) (GJR- GARCH). وفيما يخص المعلمة (β) فان قيم المعيارين يتناقصان في المجموعة (S_2 , S_3) لكلا الانموذجين عند حجم العينة (1000), ويتذبذبان عند حجوم العينة ومجاميع القيم الافتراضية الاخرى.
7. اما بالنسبة لمعلمتي الشكل (v) و الالتواء (λ) فان المعيارين المذكورين يتناقصان مع تزايد حجم العينة ولمختلف مجاميع القيم الافتراضية.
8. وبشكل عام , تكون الافضلية للانموذج (TGARCH) عند كل حجوم العينة وللمجوعتين (S_2 , S_3) الافتراضية. اما افضلية الانموذج (GJR- GARCH) فتكون عند كل حجوم العينة وللمجموعة (S_1) فقط
9. يلاحظ على العموم عند تنفيذ التجربة لحجوم العينات كافة (2000 , 1000 , n = 500) الموضحة بالجدولين (7), (8) ان معايير المعلومات (AIC , BIC , H-Q) كانت قيمها تشير الى تفوق الانموذج (TGARCH) على الانموذج (GJR-GARCH) لكون الانموذج الاول قد امتلك اصغر القيم لهذه المعايير لكل حجوم العينات وللتوزيعات المستخدم كافة.
10. لوحظ من خلال الجداول المذكورة ان قيمة (RMSE) للانموذج TGARCH هي اقل منها للانموذج GJR-GARCH لكل حجوم العينة ومجاميع القيم الافتراضية للمعلمات وكذلك للتوزيعات كافة. فضلا عن ذلك فان قيمة هذا المعيار تتناقص مع تزايد حجم العينة بشكل عام ضمن كل توزيع على انفراد.
11. كما لوحظ ايضاً , هي ان قيمة المعيار (MPE) الاقل على الدوام للانموذج TGARCH بالمقارنة مع قيمة المعيار نفسه للانموذج GJR-GARCH , وهي بذات الوقت تتناقص مع تزايد حجم العينة ضمن كل توزيع على انفراد. اما بالنسبة للمعيار (MAPE) فكانت قيمته الاقل ايضا لانموذج TGARCH . اما قيمة هذا المعيار للانموذج GJR-GARCH فانها تتناقص مع تزايد حجم العينة.

الجدول (1) نتائج نماذج التقلب عندما يتبع الخطأ العشوائي توزيع (Student's – t)عندما (n=500)

set	Para.	value	TGARCH			GJR-GARCH		
			estimate	|Biased|	MSE	estimate	|Biased|	MSE
S_1	α_0	0.001	0.0242	0.0232	0.0006	0.0206	0.0196	0.0004
	α_1	0.3	0.2672	0.0328	0.0056	0.4663	0.1663	0.0366
	γ	0.3	0.4875	0.1875	0.0521	0.5672	0.2672	0.1027
	β_1	0.5	0.3871	0.1129	0.0312	0.3932	0.1068	0.0236
	v	5	3.5780	1.4220	2.4038	4.5322	0.4678	1.0015
S_2	α_0	0.001	0.0111	0.0101	0.0003	0.0102	0.0092	0.0001
	α_1	0.15	0.2052	0.0552	0.0060	0.2172	0.0672	0.0076
	γ	-0.5	-0.5283	0.0283	0.0139	-0.4132	0.0868	0.0313
	β_1	0.75	0.7473	0.0027	0.0038	0.7373	0.0127	0.0046
	v	5	4.4418	0.5582	1.1864	4.4118	0.5882	1.2359

S_3	α_0	0.001	0.0120	0.0110	0.0002	0.0113	0.0103	0.0001
	α_1	0.25	0.2658	0.0158	0.0039	0.3023	0.0523	0.0068
	γ	-0.4	-0.4311	0.0311	0.0232	-0.3568	0.0432	0.0296
	β_1	0.65	0.6551	0.0051	0.0044	0.6752	0.0252	0.0053
	v	5	4.5395	0.4605	1.1226	4.4478	0.5522	1.1724

الجدول (2) نتائج نماذج التقلب عندما يتبع الخطأ العشوائي توزيع (Student's – t)عندما (n=1000)

set	Para.	value	TGARCH			GJR-GARCH		
			estimate	$\|Biased\|$	MSE	estimate	$\|Biased$	MSE
S_1	α_0	0.001	0.0211	0.0201	0.0004	0.0190	0.0180	0.0003
	α_1	0.3	0.3201	0.0201	0.0033	0.2396	0.0604	0.0058
	γ	0.3	0.3736	0.0736	0.0178	0.4144	0.1144	0.0299
	β_1	0.5	0.3924	0.1076	0.0218	0.5137	0.0137	0.0090
	v	5	4.7403	0.2597	0.6028	4.7495	0.2505	0.5008
S_2	α_0	0.001	0.0131	0.0121	0.0002	0.0083	0.0073	0.0001
	α_1	0.15	0.1809	0.0309	0.0019	0.1183	0.0317	0.0032
	γ	-0.5	-0.4439	0.0561	0.0275	-0.8458	0.3458	0.1697
	β_1	0.75	0.7187	0.0313	0.0062	0.8296	0.0796	0.0078
	v	5	4.6571	0.3429	0.6204	4.4539	0.5461	0.6212
S_3	α_0	0.001	0.0158	0.0148	0.0002	0.0102	0.0092	0.0001
	α_1	0.25	0.2764	0.0264	0.0033	0.1846	0.0654	0.0057
	γ	-0.4	-0.3468	0.0532	0.0152	-0.6209	0.2209	0.0723
	β_1	0.65	0.5939	0.0561	0.0080	0.7468	0.0968	0.0118
	v	5	4.6127	0.3873	0.6110	4.5003	0.4997	0.6332

الجدول (3) نتائج نماذج التقلب عندما يتبع الخطأ العشوائي توزيع (Student's – t)عندما (n=2000)

set	Para.	value	TGARCH			GJR-GARCH		
			estimate	$\|Biased\|$	MSE	estimate	$\|Biased$	MSE
S_1	α_0	0.001	0.0209	0.0199	0.0004	0.0194	0.0184	0.0003
	α_1	0.3	0.2932	0.0068	0.0015	0.2689	0.0311	0.0024
	γ	0.3	0.4210	0.1210	0.0226	0.4691	0.1691	0.0356
	β_1	0.5	0.4628	0.0372	0.0071	0.5176	0.0176	0.0038
	v	5	3.8329	1.1671	1.4776	4.4649	0.5351	0.4887
S_2	α_0	0.001	0.0092	0.0082	0.0003	0.0086	0.0076	0.0001
	α_1	0.15	0.1411	0.0089	0.0006	0.1791	0.0291	0.0014
	γ	-0.5	-0.5618	0.0618	0.0170	-0.6926	0.1926	0.0468
	β_1	0.75	0.7953	0.0453	0.0029	0.7993	0.0493	0.0031
	v	5	4.7055	0.2945	0.3299	3.6388	1.3612	1.9584
S_3	α_0	0.001	0.0107	0.0097	0.0003	0.0096	0.0086	0.0001
	α_1	0.25	0.2457	0.0043	0.0008	0.2061	0.0439	0.0026
	γ	-0.4	-0.4316	0.0316	0.0087	-0.5678	0.1678	0.0344
	β_1	0.65	0.7159	0.0659	0.0056	0.7336	0.0836	0.0077
	v	5	4.6545	0.3455	0.3531	3.6678	1.3322	1.8831

الجدول (4) نتائج نماذج التقلب عندما يتبع الخطأ العشوائي توزيع (Skew-t) عندما (n=500)

set	Para.	value	TGARCH			GJR-GARCH		
			Estimate	$\|Biased$	MSE	Estimate	$\|Biased$	MSE
S_1	α_0	0.001	0.0186	0.0176	0.0004	0.0157	0.0147	0.0002
	α_1	0.3	0.2640	0.0360	0.0050	0.3169	0.0169	0.0040
	γ	0.3	0.4825	0.1825	0.0552	0.5038	0.2038	0.0670
	β_1	0.5	0.5733	0.0733	0.0130	0.4911	0.0089	0.0073
	λ	0.7	0.6658	0.0342	0.1546	0.6734	0.0266	0.0026
	v	5	3.3278	1.6722	3.3102	6.6185	1.6185	3.2041
S_2	α_0	0.001	0.0082	0.0072	0.0000	0.0104	0.0094	0.0001
	α_1	0.15	0.1492	0.0008	0.0009	0.1217	0.0283	0.0018
	γ	-0.5	-0.4526	0.0474	0.0277	-0.5602	0.0602	0.0308
	β_1	0.75	0.7756	0.0256	0.0054	0.8104	0.0604	0.0061
	λ	0.7	0.6690	0.0310	0.0030	0.6632	0.0368	0.0033
	v	5	6.8618	1.8618	7.9171	5.9291	0.9291	2.6701
S_3	α_0	0.001	0.0084	0.0074	0.0001	0.0114	0.0104	0.0002
	α_1	0.25	0.1766	0.0734	0.0070	0.0233	0.2267	0.0536
	γ	-0.4	-0.3737	0.0263	0.0160	-0.4295	0.0295	0.0167
	β_1	0.65	0.6977	0.0477	0.0063	0.7547	0.1047	0.0162
	λ	0.7	0.6696	0.0304	0.0029	0.6637	0.0363	0.0032
	v	5	6.9840	1.9840	8.6499	5.8918	0.8918	2.5727

جدول (5) نتائج نماذج التقلب عندما يتبع الخطأ العشوائي توزيع (Skew-t) عندما (n=1000)

set	Para.	value	TGARCH			GJR-GARCH		
			estimate	$\|Biased$	MSE	estimate	$\|Biased$	MSE
S_1	α_0	0.001	0.0112	0.0102	0.0002	0.0110	0.0100	0.0001
	α_1	0.3	0.2519	0.0481	0.0040	0.2332	0.0668	0.0058
	γ	0.3	0.5949	0.2949	0.1052	0.3662	0.0662	0.0142
	β_1	0.5	0.6466	0.1466	0.0246	0.6423	0.1423	0.0229
	λ	0.7	0.6758	0.0242	0.0017	0.6959	0.0041	0.0011
	v	5	5.5289	0.5289	0.6419	4.8459	0.1541	0.5671
S_2	α_0	0.001	0.0079	0.0069	0.0001	0.0143	0.0133	0.0002
	α_1	0.15	0.1419	0.0081	0.0009	0.1146	0.0354	0.0020
	γ	-0.5	-0.4435	0.0565	0.0175	-0.8063	0.3063	0.1277
	β_1	0.75	0.7446	0.0054	0.0037	0.8013	0.0513	0.0044
	λ	0.7	0.7136	0.0136	0.0013	0.6723	0.0277	0.0018
	v	5	6.4738	1.4738	3.7944	5.4300	0.4300	1.0094
S_3	α_0	0.001	0.0087	0.0077	0.0001	0.0142	0.0132	0.0002
	α_1	0.25	0.2105	0.0395	0.0026	0.1767	0.0733	0.0064
	γ	-0.4	-0.3437	0.0563	0.0118	-0.6114	0.2114	0.0592
	β_1	0.65	0.6800	0.0300	0.0042	0.7142	0.0642	0.0063
	λ	0.7	0.7129	0.0129	0.0013	0.6715	0.0285	0.0018
	v	5	6.6128	1.6128	4.3583	5.4060	0.4060	0.9651

الجدول (6) نتائج نماذج التقلب عندما يتبع الخطأ العشوائي توزيع (Skew-t) عندما (n=2000)

set	Para.	value	TGARCH			GJR-GARCH		
			estimate	$\|Biased$	MSE	estimate	$\|Biased$	MSE
S_1	α_0	0.001	0.0166	0.0156	0.0004	0.0143	0.0133	0.0002
	α_1	0.3	0.2798	0.0202	0.0017	0.2405	0.0595	0.0045
	γ	0.3	0.5289	0.2289	0.0611	0.4479	0.1479	0.0303
	β_1	0.5	0.6070	0.1070	0.0136	0.5671	0.0671	0.0069
	λ	0.7	0.7043	0.0043	0.0005	0.6960	0.0040	0.0003
	v	5	4.0831	0.9169	0.9911	5.4522	0.4522	0.6367
S_2	α_0	0.001	0.0026	0.0016	0.0000	0.0073	0.0063	0.0002
	α_1	0.15	0.1571	0.0071	0.0007	0.1204	0.0296	0.0013
	γ	-0.5	-0.5245	0.0245	0.0078	-0.4648	0.0352	0.0104
	β_1	0.75	0.7602	0.0102	0.0023	0.8238	0.0738	0.0060
	λ	0.7	0.7010	0.0010	0.0005	0.6911	0.0089	0.0007
	v	5	4.1093	0.8907	0.9458	5.5940	0.5940	0.8391
S_3	α_0	0.001	0.0140	0.0040	0.0000	0.0088	0.0078	0.0001
	α_1	0.25	0.2431	0.0069	0.0011	0.1827	0.0673	0.0051
	γ	-0.4	-0.4129	0.0129	0.0045	-0.3862	0.0138	0.0056
	β_1	0.65	0.6589	0.0089	0.0028	0.7482	0.0982	0.0110
	λ	0.7	0.7015	0.0015	0.0005	0.6909	0.0091	0.0008
	v	5	4.1177	0.8823	0.9326	5.5822	0.5822	0.8196

الجدول (7) معاييرتقدير الانموذجين (TGARCH,GJR-GARCH) عندما تتبع سلسلة الخطأ توزيع $t_{(5)}$

n	Sets par.	RMSE		AIC		MPE		MAPE	
		TGARH	GJR-GARCH	TGARH	GJR-GARCH	TGARH	GJR-GARCH	TGARH	GJR-GARCH
500	S1	0.0202	0.0434	-2.6545	-2.6089	0.0125	0.0329	0.0043	0.0322
	S2	0.0189	0.0438	-3.0573	-2.9070	0.0106	0.0294	0.0054	0.0186
	S3	0.0199	0.0397	-2.0712	-1.8581	0.0139	0.0253	0.0041	0.0155
1000	S1	0.0139	0.0291	-2.7379	-2.7198	0.0086	0.0222	0.0032	0.0212
	S2	0.0106	0.0237	-2.0875	-2.8913	0.0070	0.0181	0.0051	0.0132
	S3	0.0163	0.0154	-2.1799	-2.0911	0.0099	0.0108	0.0034	0.0025
2000	S1	0.0099	0.0203	-2.7893	-2.6860	0.0061	0.0152	0.0030	0.1028
	S2	0.0089	0.0204	-2.9427	-2.7600	0.0054	0.0147	0.0048	0.0120
	S3	0.0096	0.0185	-2.2225	-1.8972	0.0066	0.0110	0.0015	0.0050

الجدول (8) معاييرتقدير الانموذجين (TGARCH,GJR-GARCH) عندما تتبع سلسلة الخطأ توزيع $t_{(5)}$ الملتوي

n	Sets par.	RMAE		AIC		MPE		MAPE	
		TGARH	GJR-GARCH	TGARH	GJR-GARCH	TGARH	GJR-GARCH	TGARH	GJR-GARCH
500	S1	0.0162	0.0550	-2.7115	-2.5047	0.0114	0.0373	0.0029	0.0332
	S2	0.0155	0.0473	-2.0118	-2.7936	0.0101	0.0301	0.0032	0.0309
	S3	0.0178	0.0327	-2.2633	-1.9797	0.0131	0.0226	0.0022	0.0148
1000	S1	0.0112	0.0374	-2.6473	-2.4714	0.0080	0.0246	0.0025	0.0136
	S2	0.0102	0.0313	-2.9602	-2.8879	0.0070	0.0205	0.0026	0.0095
	S3	0.0122	0.1980	-2.3323	-2.2320	0.0086	0.0141	0.0018	0.0057
2000	S1	0.0089	0.0254	-2.5996	-2.5531	0.0059	0.0175	0.0014	0.0196
	S2	0.0079	0.0211	-2.8993	-2.8532	0.0052	0.0137	0.0018	0.0174
	S3	0.0090	0.0144	-2.3106	-2.1201	0.0063	0.0098	0.0014	0.0060

8. الاستنتاجات:

1. حساسية الانموذجين تكمن بأن اي تغيير في احد معلماتهما وبخاصة معلمة الرافعة المالية (γ) (Leverage) سوف يؤدي الى اختلال في قيم المقدرات الاخرى في الانموذج, وهذا ما يجعل سلوك ونمط التنبؤات المستقبلية للتقلبات غير مقبول على وجه العموم.
2. استنتج الباحث ان القيم الافتراضية الكبيرة للمعلمة (α_0) في تجارب المحاكاة تعمل على تشظية مقدرات الانموذج الاخرى وابتعادها عن المألوف , اما القيم الصغيرة منها تعمل على الحفاظ على عدم خروجها عن خصائص المقدرات القياسية.
3. في تجربة مقارنة مقدرات الانموذجين (TGARCH) و (GJR-CARCH) واعتماداً على المعايير $|\text{Biased}|$ و (MSE) فقد تبين افضلية الانموذج (TGARCH) عندما تتبع عملية الخطأ العشوائي توزيع (skew-t) لمجمل حجوم العينات والقيم الافتراضية للمعلمات. وكذلك افضلية الانموذج (GJR-CARCH) عندما تتبع عملية الخطأ العشوائي توزيع (skew-t) للمجموعة الافتراضية للمعلمات (S_1)
4. وفي مقارنة جودة التنبؤ المستقبلي بين الانموذجين TGARCH(1,1) و GJR-GARCH(1,1) فقد تبين افضلية الانموذج (TGARCH) لمرحلة التنبؤات المستقبلية للتقلبات وذلك لمجمل العينات المختلفة والتوزيعات المستخدمة وايضا لمجاميع القيم الافتراضية, لكونه اعطى اقل القيم لمعايير التنبؤ (RMSE , MPE , MAPE).

9. التوصيات:

1. نوصي باستخدام طرائق تقديراخرى كطريقة (Spline Estimation) للانموذجين TGARCH و GJR-GARCH .
2. نوصي بتوظيف انموذج الانحدار الذاتي بمعاملات عشوائية (Random Coefficient Autoregressive) لسلسلة العودة في الانموذج TGARCH.
3. نوصي بدراسة نظرية تطبيقية للانموذج TGARCH لدراسة تأثير اضافة متغير وهمي خارجي في انموذج التقلب

10- المصادر

1. Abdul Rahim, M.A., Zahari, S.M. & Shariff, S.S.R. (2018). “Variance Targeting Estimator for GJR-GARCH under Model’s Misspecification”, Sains Malaysiana 47(9), 2195–2204.
2. Bollerslev, T., and Jubinski, P. D. (1999), “Equity Trading Volume and Volatility: Latent Information arrivals and common Long-Run dependencies,” Journal of Business and Economic Statistics, 17,pp 9-21.

3.Box GE, Pierce DA(1970) “ Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive-integrated Moving Average Time Series Models”. **J. Am Stat Assoc** 65: 1509–1526.

4.Davidian ,M. and Carroll, R.G.(1987).”Variance Function Estimation ”,**JASA**,V0l.84 , No.400 , pp1079-1091.

5.Duan, J. C., Gauthier, G., Simonato, J. G. & Sasseville, C. (2006). “Approximating the GJR-GARCH and EGARCH option pricing models analytically”. **Journal of Computational Finance**, 9 (3) 1 -29.

6.Engle, R.F., Patton A.J. (2001), “What good is a volatility model?”, **Quantitative Finance**,1(2), pp 237-245.

7.Glosten, L. R., R. Jagannathan, and D. E. Runkle. (1993). “On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks.” **Journal of Finance** 48:pp 1779–1801.

8.Jarque CM, Bera AK(1987) A test for normality of observations and regression residuals. **Int Stat Rev/Revue Internationale de Statistique**, 163–172.

9.Kuhe, D. A. (2018). “Modeling Volatility Persistence and Asymmetry with Exogenous Breaks in the Nigerian Stock Returns”. **CBN Journal of Applied Statistics,** Vol. 9 No.1.

10.Ling, S. & Mcaleer, M. (2002). “Necessary and Sufficient Moment Conditions for the GARCH(r,s) and Asymmetric Power GARCH(r,s) Models”. **Econometric Theory**, 18, 722-729.
11.Nelson, D. B. (1991). “Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach”. Econometrica, 59(2), 347-370.
12.Poon, S., and Granger, C. W. J. (2003), “Forecasting volatility in financial markets: A review,”**Journal of Economic Literature**, 41, 478-539.
13.Rabemananjara, R and Zakoian, J. M.(1993).” Threshold arch models and asymmetries in volatility.”,**Journal of Applied Econometrics,** Vol.8 , 31-49.
14.Ravichandran K, Bose S, Akgiray V, et al. (1989).”Threshold generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models”. **Res J Bus Manage** 6: 55–80.
15.Wu,J.(2011). Threshold GARCH Model:Theory and Application, University of Western Ontario.
16.Zakoian, J. M. (1994), “Threshold Heteroskedastic Models,” **Journal of Economic Dynamics and Control**, 18(5), 931-955.

Using simulation to compare the two models (TGARCH (1,1) and (GJR-GARCH (1,1)) when the random error process follows the student's-t distribution that is skewed and unskewed

Qusay Ahmed Taha/researcher / qusay1980iq@gmail.com
Prof. Dr. Jawad Kazem Khudair / Al-Mustansiriya University / College of Administration and Economics / Jkadem91@yahoo.com

Abstract:

Most of the money markets, local and international exchange rates, and even economic variables such as inflation and stock prices are characterized by volatility and sudden changes that may be out of the ordinary. Therefore, the system switching framework was introduced into the ARCH and GARCH models to form a model that fits the fluctuations and sudden changes represented by a model that follows a random error in which the threshold model for the autoregressive process is conditional on heterogeneity. There are two ways to represent this model: (TGARCH) and (GJR-GARCH).

The research aims to compare the two models (TGARCH (1,1) and (GJR-GARCH (1,1)), especially when the random error process follows the skewed and non-skewed (student's-t) distribution using the simulation method because these two models are more affected by this type of distributions. The priority of the model (TGARCH) was shown because it gave the lowest values of the criteria (RMSE, AIC, MPE, MAPE) for the stage of future predictions of fluctuations, for the total of the different samples and the used distributions, as well as for the totals of default values.

Keywords: TGARCH (1,1) model, GJR-GARCH (1,1) model, (Student's-t) skewed and unskewed distribution