تقدير معلمات أنموذج GARCH لتوزيع القاطع الزائدي مع التطبيق

البحث/ حسين مجيد عبد علي
الجامعة المستنصرية / كلية الادارة والاقتصاد
قسم الاحصاء
Husseinw49@gmail.com

أ . م.د. علي ياسين غني
الجامعة المستنصرية / كلية الادارة والاقتصاد
قسم الاحصاء

P:ISSN 1813 - 6729
E:ISSN 2707 - 1359
http://doi.org/10.31272/JAE.43.2020.123.23

تاريخ استلام البحث 2019/9/26 **مقبول للنشر بتاريخ 2019/10/23**

الملخص

تعد دراسة نماذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس التباين من الدراسات المهمة في السلاسل الزمنية وخاصةً المالية منها وذلك لأن اغلب السلاسل الزمنية المالية تكون فيها تقلبات عالية اي أن التباين الشرطي فيها غير ثابت ويعتمد على الماضي ، أن اغلب الدراسات السابقة اعتمدت على بعض التوزيعات مثل التوزيع الطبيعي وتوزيع الخطأ العام GED وتوزيع t .

وفي هذا البحث تم تقديم توزيع جديد لأنموذج GARCH وهو توزيع القاطع الزائدي ، وتمت دراسته نظرياً وتطبيقياً . اخذت عينة تمثل سعر الأفتتاح لعقود نفط برينت وتبين من اختبار البيانات أنها تتبع توزيع القاطع الزائدي وبعد الاختبار تبين أنها تعاني من مشكلة لـ ARCH وبعد التقدير اتضح أن افضل أنموذج لتمثيل هذه البيانات حسب معايير اختبار افضل أنموذج H-Q , SIC , AIC هو GARCH(1,1)

الكلمات افتتاحية : اسعار نفط برينت، الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس التباين ، توزيع القاطع الزائدي ، اختيار الأنموذج

مجلة الادارة والاقتصاد
العدد 123 / اذار / 2020
الصفحات 433 422

* **بحث مستل من رسالة ماجستير**

1 – المقدمة

تعتبر نماذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس التباين من النماذج غير الخطية وظهرت هذه النماذج بعد فشل نماذج Box–Jenkins في تفسير وتحليل السلاسل الزمنية المالية التي تعاني من عدم الثبات التباين الذي يتغير مع الزمن ، وأول من درس أنموذج ARCH هو Engle عام 1982 واعتمد في هذا الأنموذج على فرضية التوزيع الطبيعي للخطأ واستمر على هذا الافتراض الى عام 1987 أذ قدم الباحث Bollerslev نماذج GARCH وهو الانموذج العام لـ ARCH ولاحظ ايضاً أن الخطأ العشوائي في بعض السلاسل الزمنية يختلف عن افتراضات التوزيع الطبيعي من حيث معاملي الالتواء والتفلطح وطبق هذه النماذج بأستعمال توزيع t .

اما في بحثنا هذا سيتم اقتراح أنموذج GARCH مع توزيع القاطع الزائدي HSD الذي سيتم تقديمه أول مرة في هذه النماذج .

2 – الانموذج البسيط ARCH [6,7,9]

أقترح (Robert Engle) عام 1982 أنموذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم ثبات التباين للاخطاء العشوائية (Auto Regressive Conditional Heteroscedastic) و أن الانموذج يكون متمثل بمتوسط شرطي ثابت وتباين شرطي غير ثابت معروف بمعادلة عدم الثبات او التقلبات وتكون متمثل في مربعات الاخطاء التي تعتمد على الماضي بفترات ابطاء للخلف ، أن وصف عدم الثبات او تقلبات (Volatility) السلسلة الزمنية يمكن تفسيرها من خلال المعادلات الاتية التي تمثل نماذج ARCH .

$$Z_t = \mu + e_t \qquad \textit{Mean equation} \qquad (1)$$
$$e_t = \sigma_t \ \varepsilon_t \qquad \varepsilon_t \sim iid\ N(0,1)$$
$$\sigma_t^2 = \alpha_\circ + \alpha_1 e_{t-1}^2 + \ \dots \ + \alpha_p e_{t-p}^2$$

و يكون الأنموذج من الدرجة الاولى عندما $p = 1$ وتكتب معادلة التقلبات على النحو الآتي .

$$\sigma_t^2 = \alpha_\circ + \alpha_1 e_{t-1}^2 \qquad (2)$$

أذ إن$(\alpha o > 0)$ و $(\alpha i \geq 0 , i > 0)$ تمثل معلمات الأنموذج والمعادلة (1) تمثل معادلة المتوسط (*Mean equation*) ، لكن في الجانب التطبيقي كلما زادت فترات الابطاء للخلف ($p > 3$) قد تظهر المعلمات بقيم سالبة وتكون هناك مشكلة في فرضيات النموذج ولتفادي هذه المشكلة ننتقل الى أنموذج(GARCH (p,q .

3 - الانموذج العام GARCH [3,4]

اقترح Bollerslev عام(**1986**) أنموذج GARCH هو الحالة العامة لأنموذج ARCH ويسمى الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس التباين المعمم (Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedastic) و أن$p \geq 1 , q \geq 1$ إذ يمثل **p** فترة الأبطاء لمربعات الاخطاء ، **q** تمثل فترة الابطاء للتباين الشرطي و يمكن تعريفه بالمعادلة الاتية .

$$Z_t = \mu + e_t \qquad \textit{Mean equation}$$
$$e_t = \sigma_t \ \varepsilon_t \qquad \varepsilon_t \sim iid\ N(0,1)$$
$$\sigma_t^2 = \alpha_\circ + \alpha_1 e_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p e_{t-p}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \dots + \beta_q \sigma_{t-q}^2 \qquad (3)$$

عندما **p = 1 , q = 1** يكون أنموذج **GARCH** من الدرجة الاولى كما في المعادلة الاتية :

$$\sigma_t^2 = \alpha_\circ + \alpha_1 e_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \qquad (4)$$

حيث أن Z_t تمثل سلسلة العوائد (Return Series) وهي سلسلة مستقرة وأن μ يمثل متوسط سلسلة العوائد ، و أن ε_t تمثل متتابعة الاخطاء العشوائية القياسية .

وأن شرط استقرارية النموذج $\sum_{i=1}^{p}\alpha_i+\sum_{j=1}^{q}\beta_j<1$ $\beta_j\,,\,\alpha_i \;\geq\; 0\,,\alpha_0 \;>0$ ()
وهي تمثل معلمات الأنموذج ، و تعتمد معادلة عدم الثبات او التقلبات (معادلة التباين) لأنموذج **GARCH** على مربعات الاخطاء المتاخرة (e_{t-i}) بالاضافة الى التباين الشرطي المتاخر (σ_{t-j}^{2}) ضمن المتغيرات المفسرة .

4 - توزيع القطع الزائدي (Hyperbolic Secant Distribution)[8.10]

هو توزيع اقترحه فيشر عام *1932* والذي يتم تعريفه بدالة الكثافة الاحتمالية الاتية .

$$f(x)=\frac{1}{2\sigma}\,\text{sech}\left[\frac{\pi}{2}\frac{(x-\mu)}{\sigma}\right]\quad -\infty<x<\infty \quad (5)$$

ان متوسط التوزيع يساوي µ و تباين يساوي σ^2 ويكون شكله على شكل الجرس و مقارب لشكل التوزيع الطبيعي لكنه يمتلك منحنى اكثر سمكاً من التوزيع الطبيعي و يكون معامل اللالتواء والتفرطح تكون (0 ، 5) .

5 – التشخيص [7,9]

أن بعض السلاسل الزمنية وخاصة السلاسل المالية تكون غير مستقرة في المتوسط ، اي يكون لها اتجاه عام و تمتلك خاصية عدم الثبات (**Volatility**) ويمكن تحديد ذلك من خلال الرسم البياني للسلسلة الزمنية ، و لتحقيق استقرارية المتوسط يمكن تحويل السلسلة الزمنية غير المستقرة الى سلسلة العوائد (Return series) المستقرة وفق المعادلة الاتية :

$$z_t=Ln(x_t)-Ln(x_{t-1}) \qquad \dots\dots(6)$$

z_t تمثل سلسلة العوائد و x_t تمثل السلسلة الاصلية في وقت محدد وأن x_{t-1} تمثل السلسلة الاصلية في فترة سابقة , وسوف نستعمل بعض الاختبارات لمعرفة خصائص سلسلة العوائد .

5 – 1 أختبار الاستقرارية (Unit Root Test)[5,7,9]

قبل البدء في تحليل السلاسل الزمنية يجب اختبار استقراريه السلسلة لتجنب الوقوع في الانحدار المزيف (*Spurious Regression*) ، و سوف يتم استخدام اختبار ديكي فولر الموسع (Augmented Dickey-Fuller Test) للتحقق من استقراريه السلسلة من عدمها ويرمز للاختبار أختصاراً بالرمز ADF ويكتب بصيغة الاتية :

$$\Delta Z_t=\alpha+\beta_t+\vartheta Z_{t-1}+\sum_{j=1}^{h}\delta_j\Delta Z_{t-j}+e_t \qquad \dots\dots(7)$$

أن Z_t تمثل سلسلة العوائد ، وأن e_t يمثل الخطأ العشوائي ويكون غير مترابط و Δ يمثل الفرق الاول ، اما معلمات النموذج هي ($\alpha\;,\beta_t\;,\vartheta\;,\delta_j$) فيتم تقديرها بطريقة OLS (المربعات الصغرى). وأن الفرضية المراد اختبارها

$H_0:\vartheta=0$ السلسلة لها جذر وحدة (غير مستقرة)

$H_1:\vartheta\neq0$ السلسلة ليس لها جذر وحدة (مستقرة)

وتكون احصاء الاختبار كالاتي

$$ADF=\frac{\hat{\vartheta}}{se(\hat{\vartheta})} \qquad (8)$$

يتم رفض فرضية العدم H_0 اذا كانت قيمة (p – value) اقل من (0.05) أي أن السلسة مستقرة ، اما اذا كانت قيمة (p – Value) اكبر من (*0*.05) عدم رفض فرضية العدم اي السلسلة غير مستقرة .

5 – 2 أختبار ARCH – TEST [5,6,9]

يتم التحقق من وجود تاثير ARCH في الاخطاء بأستخدام أختبار مضاعف لاكرانج (Lagrange Multiplier) الذي أقترحَ من قبل (Engle) عام 1982 ، وهو يعادل إحصاءه أختبار F ، و تقدر الأخطاء وفق المعادلة ($e_t = Z_t - \mu$) فيتم اخذ مربعات الأخطاء للقيام بعملية أنحدار على ثابت وعلى مربعات الاخطاء في فترات سابقة وكما في المعادلة الأتية .

$$e_t^2 = \alpha + \alpha_1 e_{t-1}^2 + \alpha_2 e_{t-2}^2 + \ldots + \alpha_p e_{t-p}^2 \quad \ldots\ldots (9)$$

بأخذ معامل التحديد R^2 الناتج من التقدير (9) وحساب حاصل ضربها مع حجم العينة ، وتكون إحصاءه الاختبار كالاتي .

$$LM = NR^2 \quad \sim X_p^2 \qquad (10)$$

حيث R^2 تمثل معامل التحديد

N تمثل حجم العينة

p تمثل درجة النموذج حيث أن احصاة الاختبار تتبع توزيع مربع كاي (Chi – Squaer) بدرجة حرية **p** .

ليتم أختبار الفرضية الاتية

$$H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \cdots = \alpha_p = 0$$
$$H_1: \alpha_1 \neq \alpha_2 \neq \cdots \neq \alpha_p \neq 0$$

أن فرضية العدم تدل على أن الاخطاء متجانسة (homoscedasticity) اي لا يوجد تاثير لـ *ARCH* اي ان الاخطاء الماضية لاتوثر على الاخطاء الحالية ، اما الفرضية البديلة تنص على أن الاخطاء غير متجانسة (Heteroscedasticily) أي يوجد تاثير **ARCH** اي أن الاخطاء الحالية تعتمد على الماضي

يتم رفض فرضية العدم أذ كانت قيمة (p – value) اقل من 0.05 او اذ كانت قيمة إحصاءه الاختبار اقل من قيمة X_p^2 (Chi – Squaer) المجدولة اي أنه يوجد تاثير ARCH ، اما اذا كانت قيمة (p – value) اكبر من 0.05 لايتم رفض فرضية العدم اي الاخطاء متجانسة ولا يوجود تاثير ARCH.

5 – 3 أختبار Ljung – Box Test [1,5,9]

يعتبر أختبار Ljung – box من الأختبارات الاساسية في الكشف عن عشوائية الأخطاء في السلاسل الزمنية وذلك من خلال معامل الارتباط الذاتي (**ACF**) للاخطاء لعدد من الازاحات وتكون أحصاءة الاختبار بالصيغة الاتية .

$$Q_{(h)} = N(N+2)\sum_{k=1}^{h}\frac{\hat{p}_k^2}{n-k} \sim \chi_{h-a}^2 \quad \ldots\ldots (11)$$

h: تمثل عدد الازاحات للارتباط الذاتي

N : تمثل حجم العينة

a : تمثل عدد المعلمات المقدرة

$\hat{p}_k^2$ **:** تمثل مربعات معامل الارتباط الذاتي للأخطاء

وتكون فرضية الاختبار بالصيغة الاتية

$$H_0: p_k = 0 \quad ; \quad k = 1, 2, \ldots, h$$
$$H_1: p_k \neq 0$$

أن فرضية العدم H_0 تنص على أن الاخطاء عشوائية أي لايوجد تأثير ARCH اما الفرضية البديلة تنص على وجود تأثير ARCH ، لا ترفض فرضية العدم أذا كانت قيمة p – value اكبر من 0.05 او أذا كانت قيمة احصاء الاختبار $Q_{(h)}$ اقل من القيمة الجدولية لـ(Chi – squer) بدرجة حرية (h – a) ، اما أذا كانت قيمة p – value اقل من 0.05 سوف نرفض فرضية العدم اي يوجد تأثير **ARCH** .

5 – 4 اختبار Kolmogorov-Smirnov [1,2]

يعتبر اختبار Kolmogorov-Smirnov من الاختبارات اللامعلمية التي تستخدم لبيان ملائمة العينة للتوزيع المشروط وبرمز له برمز K-S، في بعض الحالات يجب معرفة توزيع العينة هل تتبع توزيعاً ما و يتم اختبار فرضية العدم والفرضية البديلة كما يلي

$$\mathbf{H_0}: F(\tilde{z}_t) = F^*(\tilde{z}_t)$$
$$\mathbf{H_0}: F(\tilde{z}_t) \neq F^*(\tilde{z}_t)$$

اذ أن $F^*(\tilde{z}_t)$ تمثل دالة CDF للعينة وأن $F(\tilde{z}_t)$ تمثل دالة التوزيع النظري ، وأن حصاءة الأختبار هي عبارة عن أكبر قيمة مطلقة للفرق بين دالة CDF للعينة ودالة التوزيع النظري ويمكن كتابتها بصيغة الاتية .

$$\mathbf{D} = \sup_{\tilde{z}_t} |\mathbf{F_s}(\tilde{z}_t) - \mathbf{F_t}(\tilde{z}_t)| \qquad (12)$$

و تكون مقارنة قيمة D مع القيمة المناضرة لها من جداول Kolmogorov-Smirnov بمستوى معنوية معين ودرجة حرية معينة و لا يتم رفض فرضية العدم اذا كانت قيمة المحسوبة اقل من القيمة الجدولية.

6 – تقدير المعلمات

عندما يتبع الخطأ العشوائي المشروط بالمعلومات الماضية e_t/f_{t-1} توزيع القاطع الزائدي بمتوسط يساوي صفر وتباين يساوي σ^2 فأن دالة الكثافة الاحتمالية تكون بشكل الاتي .

$$f(\theta\,; e_t \backslash f_{t-1}) = \frac{1}{2(\sigma_t^2)^{\frac{1}{2}}} sech\left(\frac{\pi e_t}{2(\sigma_t^2)^{\frac{1}{2}}}\right) \qquad (13)$$

وأن دالة الامكان الاعظم

$$\mathbf{L}(\theta; \mathbf{e1}, \ldots, \mathbf{en}) = \prod_{t=1}^{n} f(\theta\,; e_t \backslash f_{t-1}) \qquad (14)$$

وأن θ تمثل معلمات نموذج GARCH $\theta = (\alpha_0, \alpha_I \ldots \ldots \alpha_p, \beta_j \ldots \ldots \beta_q)$

وبأخذ اللوغاريتم الطبيعي (log) للمعادلة (14) نحصل على لوغاريتم دالة الامكان الاعظم

$$\mathcal{L}(\theta) = \ln\mathbf{L}(\theta) = \sum_{t=1}^{n}\left[-ln\,(2) - \frac{1}{2}ln(\sigma_t^2) + ln\{sech\left(\frac{\pi e_t}{2(\sigma_t^2)^{0.5}}\right)\}\right] \quad (15)$$

ولتقدير معلمات أنموذج GARCH (p ,q) يتم حساب المشتقات الاتية .

$$\frac{\partial\mathcal{L}(\theta)}{\partial\alpha_0} = \sum_{t=1}^{n}\left\{-tanh\left(\frac{\pi e_t}{2(\sigma_t^2)^{0.5}}\right)\left(\frac{-\pi e_t(\sigma_t^2)^{-0.5}}{4\sigma_t^2}\right) - \frac{1}{2\sigma_t^2}\right\}\frac{\partial\sigma_t^2}{\partial\alpha_0} \qquad (16)$$

$$\frac{\partial\mathcal{L}(\theta)}{\partial\alpha_i} = \sum_{t=1}^{n}\left\{-tanh\left(\frac{\pi e_t}{2(\sigma_t^2)^{0.5}}\right)\left(\frac{-\pi e_t(\sigma_t^2)^{-0.5}}{4\sigma_t^2}\right) - \frac{1}{2\sigma_t^2}\right\}\frac{\partial\sigma_t^2}{\partial\alpha_i} \qquad (17)$$

$$\frac{\partial\mathcal{L}(\theta)}{\partial\beta_j} = \sum_{t=1}^{n}\left\{-tanh\left(\frac{\pi e_t}{2(\sigma_t^2)^{0.5}}\right)\left(\frac{-\pi e_t(\sigma_t^2)^{-0.5}}{4\sigma_t^2}\right) - \frac{1}{2\sigma_t^2}\right\}\frac{\partial\sigma_t^2}{\partial\beta_j} \qquad (18)$$

اما مشتقات $\frac{\partial\sigma_t^2}{\partial\beta_j}$, $\frac{\partial\sigma_t^2}{\partial\alpha_i}$, $\frac{\partial\sigma_t^2}{\partial\alpha_0}$ فأنها تعتمد على نموذج **GARCH *(p ,q)***

$$\frac{\partial \sigma_t^2}{\partial \theta} = \left[1, e_{t-1}^2, e_{t-2}^2, \dots \dots e_{t-p}^2, \sigma_{t-1}^2, \sigma_{t-2}^2 \dots \dots \sigma_{t-q}^2 \quad \right] + \sum_{k=1}^{q} \beta_k \frac{\partial \sigma_{t-k}^2}{\partial \theta} \quad (19)$$

$$t = 1,2, \dots, n \quad ; \quad i = 1,2, \dots, p \quad ; \quad j = 1,2, \dots, q$$

نلاحظ عدد المعادلات غير الخطية الناتجة (**p+q+1**) لذا يتم استخدام الطرق العددية للتقدير ، و الحصول على $\hat{\theta}_i$ بعد i^{th} من التكرارت أن ($\hat{\theta}_{i+1}$) يتم تقديرها من الصيغة الاتية .

$$\hat{\theta}_{i+1} = \hat{\theta}_i + I_{\theta\theta}^{-1}(\theta_i)\left(\frac{\partial \mathcal{L}(\theta)}{\partial \theta}\right)(\theta_i) \quad (20)$$

$\hat{\theta}_i$: لتقدير θ في الدورة **i**

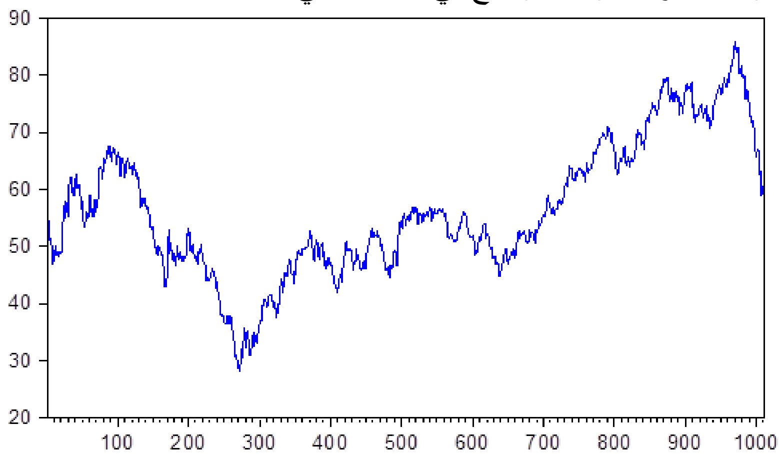
$\hat{\theta}_{i+1}$: لتقدير θ في الدورة **i+1**

وأن مصفوفة (**Hessian matrix**)

$$H = \left(\frac{\partial^2 \mathcal{L}(\theta)}{\partial \theta \partial \theta'}\right) = \sum_{t=1}^{n} \left[-sech^2 \left(\frac{\pi e_t (\sigma_t^2)^{-0.5}}{2}\right) \left(\frac{-\pi e_t (\sigma_t^2)^{-1.5}}{4}\right)^2 - tanh \left(\frac{\pi e_t (\sigma_t^2)^{-0.5}}{2}\right) \left(\frac{-1.5 \pi e_t (\sigma_t^2)^{-2.5}}{4}\right) + \frac{1}{2\sigma_t^4} \right] \frac{\partial \sigma_t^2}{\partial \theta} \frac{\partial \sigma_t^2}{\partial \theta'} \quad (21)$$

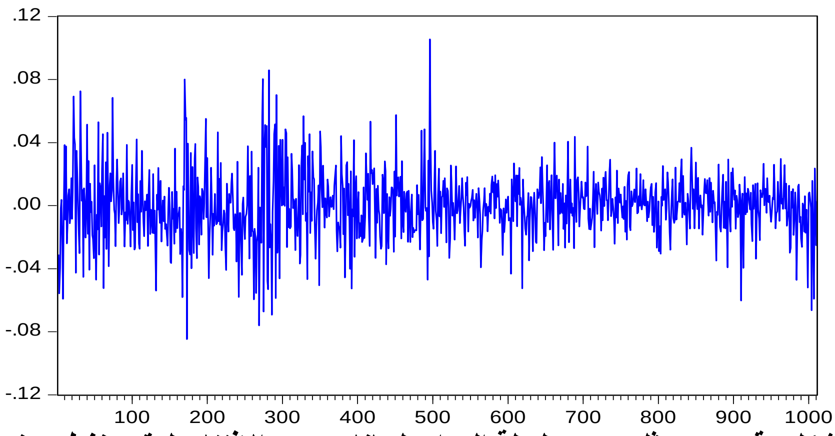
7 – الجانب التطبيقي

أخذت عينة سعر الفتح لعقود نفط برينت بشكل يومي بواقع 1011 مشاهدة مابين الفترة 2/1/2015 الى 30/11/2018 مع عدم احتساب ايام توقف التداول اذ رسمت السلسلة الزمنية الخاصة بسعر الافتتاح لعقود نفط برينت وكما موضح في الشكل الاتي .



الشكل رقم (1) يمثل رسم السلسلة الزمنية لبيانات سعر الافتتاح لعقود نفط برينت.

نلاحظ من الشكل (1) أن السلسلة الزمنية لأسعار النفط كانت غير مستقرة ولجعل السلسلة مستقرة سوف نقوم بحساب سلسلة العوائد لبيانات السلسلة الاصلية كما موضح في المعادلة (8) ، حيث أن الشكل (2) يمثل سلسلة العوائد .



الشكل رقم (2) يمثل رسم سلسلة العوائد لبيانات سعر الافتتاح لعقود نفط برينت.

ويتبين من الشكل (2) أن السلسلة مستقرة في المتوسط ولتاكد من ذلك نستخدم اختبار الاستقرارية او ما يسمى اختبار جذر الوحدة.

7 – 1 أختبار البيانات

1– يتم أستعمال اختبار جذر الوحدة أختبار (**Augmented Dickey Fuller**) لمعرفة أذا كانت سلسلة العوائد مستقرة ام لا وتم الحصول على نتائج الاختبار كما موضح في الجدول الاتي .

جدول(1) اختبار جذر الوحدة (Augmented Dickey Fuller) لسلسلة العوائد

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		**-32.46293**	**0.0000**
Test critical values:	**1% level**	**-3.436612**	
	5% level	**-2.864193**	
	10% level	**-2.568235**	

من النتائج الظاهرة في جدول (1) يتضح أن قيمة p – value كانت صغيرة جداً وتساوي 0.0000 اذ يتم رفض فرضية العدم وبذلك نتأكد أن سلسلة العوائد لسلسلة سعر الفتح لعقود نفط برينت كانت مستقرة .

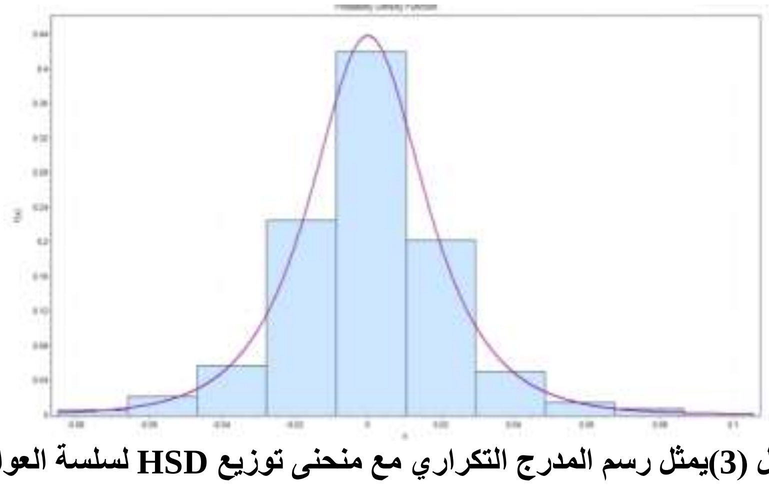
2 – لأختبار وجود تاثير ARCH في الاخطاء (البواقي) ويتم ذلك من خلال اختبار Lagrange (Multiplier ، اذ حصلنا على النتائج الاتية الموضحة في الجدول رقم (2) .

جدول (2) اختبار ARCH Test لسلسلة العوائد

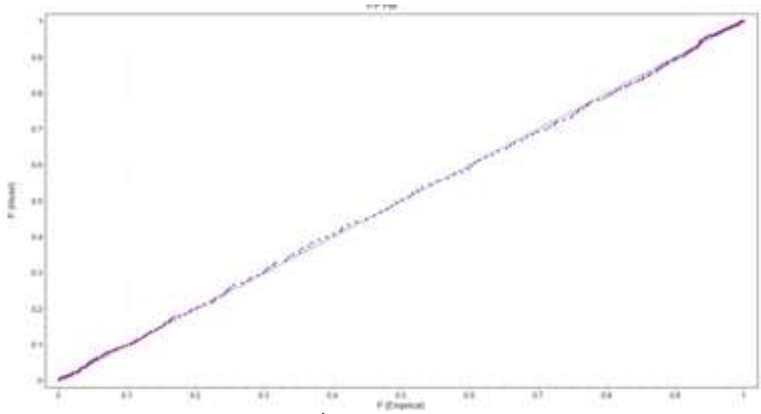
F-statistic	34.97167	Prob. F(3,1003)	0.0000
Obs*R-squared	95.35877	Prob. Chi- Square(3)	0.0000
F-statistic	22.75691	Prob. F(6,997)	0.0000
Obs*R-squared	120.9375	Prob. Chi-Square(6)	0.0000
F-statistic	17.27738	Prob. F(9,991)	0.0000
Obs*R-squared	135.7631	Prob. Chi-Square(9)	0.0000

النتائج الظاهرة في جدول (2) لفترات الابطاء الثلاث (3 , 6 ,9) و كانت قيمة p – value في هذه الفترات صغيرة جداً وتساوي صفر ، وبذلك نرفض فرضية العدم أي أن اخطاء لسلسلة عوائد سعر الفتح لعقود نفط برينت يوجد فيها تأثير ARCH .

يتم تحديد التوزيع الدقيق لسلسلة العوائد من خلال برنامج EasyFit 5.6 أذ رسم المدرج التكراري مع منحنى توزيع الخطأ HSD كذلك الى الرسم البياني الاحتمالي(p-p plot) وبالاضافة الى نتائج اختبارK – S



شكل (3)يمثل رسم المدرج التكراري مع منحنى توزيع HSD لسلسلة العوائد



شكل (4)يمثل رسم البياني الاحتمالي – الاحتمالي لسلسلة العوائد

جدول (3) اختبار Kolmogorov-Smirnov

Kolmogorov-Smirnov					
Sample Size Statistic P-Value Rank	1010 0.01625 0.94858 2				
α	0.2	0.1	0.05	0.02	0.01
Critical Value	0.03376	0.03848	0.04273	0.04777	0.05126
Reject?	No	No	No	No	No

نلاحظ من الشكلين (3) و (4) وكذلك من النتائج الظاهرة في جدول (3) لأختبار K – S تؤكد أن توزيع سلسلة العوائد لسعرنفط برينت تتبع توزيع القاطع الزائدي (HSD) .

بعد التأكد من التوزيع الدقيق للسلسلة العوائد تتم عملية تقدير نماذج GARCH بأعتماد أن الخطأ سلسلة العوائد يتبع توزيع القاطع الزائدي ، و تمت عملية التقدير بأستعمال برنامج مكتوب بلغة Quick Basic ، الجدول الأتي يمثل نتائج التقدير

جدول (4) تقدير معلمات أنموذج GARCH عند اتباع الخطأ توزيع القاط الزائدي HSD

النماذج	α_0	α_1	α_2	β_1	AIC	SIC	H-Q
GARCH(1,0)	3.827062E-04	0.1870301	–	–	-11.69819	-11.68846	-11.6945
GARCH(2,0)	3.647374E-04	0.1728	0.0524	–	-11.70017	-11.68556	-11.69462
GARCH(1,1)	2.691731E-05	8.737993E-02	–	0.8554401	-11.76687	-11.75226	-11.76132

7 – 2 مرحلة اختيار افضل أنموذج

في هذه المرحلة يتوجب تحديد ألأنموذج ألافضل وذلك على اساس المعايير الثلاثة وهي معيار AIC SIC, H-Q ، وفق لهذه المعايير أتضح من خلال النتائج الظاهرة في الجدول (4) أن قيمة المعاير الثلاثة (-11.75226 , -11.76132،-11.76687) على التوالي للأنموذج GARCH (1 ، 1) اقل من بقية النماذج ، وذلك يعني أن أنموذج GARCH(1,1) هو افضل أنموذج .

7 – 3 فحص الأنموذج

بعد اختيار ألانموذج الملائم الذي كان GARCH(1,1) عندما يتبع الخطا توزيع القاطع الزائدي HSD يجب التأكد من ملائمة الأنموذج ويتم ذلك بستخدام أختبار ARCH – TEST و اختبار Ljung – box وتم الحصول على نتائج اختبار ARCH الموضحة في الجدول الاتي .

جدول(5) نتائج اختبار ARCH بعد عملية التقدير

F-statistic	**1.438788**	**Prob. F(3,1003)**	**0.2299**
Obs*R-squared	**4.315009**	**Prob. Chi-Square(3)**	**0.2294**
F-statistic	**0.822275**	**Prob. F(6,997)**	**0.5526**
Obs*R-squared	**4.943823**	**Prob. Chi-Square(6)**	**0.5510**
F-statistic	**0.627578**	**Prob. F(9,991)**	**0.7742**
Obs*R-squared	**5.672866**	**Prob. Chi-Square(9)**	**0.7722**

تبين من النتائج اعلاه في جدول (5) بعد اخذ نفس فترات الابطاء وهي (3,6,9) أن قيمة p-value اكبر من 0.05 اي لا يتم رفض فرضية العدم التي تنص على عدم وجود تاثير ARCH اي تم أزالة تاثير عدم تجانس التباين المشروط . كما يؤكد ذلك نتائج اختبار Ljung – box الموضحة في الجدول الاتي .

جدول (6) اختبار Ljung –box بعد عملية التقدير

lag	Ljung – box	p-value
3	**12.107225581279**	**0.993**
6	**16.1955740088165**	**0.987**
9	**17.669811722349**	**0.961**

وعليه أن افضل أنموذج يكتب بصيغة الاتية

$$\boldsymbol{\sigma_t^2} = 2.691731E - 05 + 8.737993E - 02e_{t-1}^2 + 0.8554401\boldsymbol{\sigma_{t-1}^2}$$

الاستنتاجات

استنتج الباحث أن الانموذج الذي يمثل سلسلة سعر الافتتاح لعقود نفط برينت للفترة مابين 2 /1/2015 الى 30/11/2018 هو GARCH (1 , 1) عندما يتبع الخطأ العشوائي توزيع القاطع الزائدي HSD .كذلك استعمل الباحث ولأول مرة توزيع القاطع الزائدي HSD في تقدير معلمات أنموذج GARCH باستعمال طريقة الامكان الاعظم موضحاً في ذلك معادلات التقدير وطرق اشتقاقها بالاضافة الى تم تقدير مصفوفة Hassen .

التوصيات

يوصي الباحث بتطبيق بقية نماذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس التباين مثل نماذج EGARCH ، TGARCH ، HYGARCH ، GJR-GARCH وغيرها من النماذج على توزيع القاطع الزائدي HSD .

تطبيق نماذج GARCH عندما يكون توزيع الاخطاء هو توزيع القاطع الزائدي HSD وبدرجات اعلى من الدرجات النماذج المستخدمة في هذه الدراسة .

يوصي الباحث أيضاً بدراسة نماذج GARCH عند اتباعها توزيع HSD وتقدير معلماتها بطرق التقدير الاخرى غير طريقة الامكان الاعظم ، والتنبؤ بسلاسل الزمنية المالية التي تتبع توزيع القاطع الزائدي HSD بتطبقها على نماذج الانحدار الذتي المشروط بعدم تجانس التباين .

المصادر

1- أكرم جاسم محمد علي (2014)، "استعمال بعض التوزيعات الطبيعية وغير الطبيعية لنماذج ARCH من الدرجات الدنيا مع تطبيق عملي" رسالة ما جستير، قسم الاحصاء كلية الادارة والاقتصاد جامعة بغداد

2- البدراوي، علي ياسين غني، (2015)" أثر التوزيع غير الطبيعي لحدود الخطأ العشوائي في تقدير معلمات بعض نماذج ARMA-GARCH مع تطبيق " أطروحة دكتورا، جامعة المستنصرية

3- Baillie R.T., Bollerslev T. & Mikkelsen H.O. (1996), "Fractionally Integrated Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity" Journal of Econometrics, Vol. 74 , pp 3-30.

4- Bollerslev T. (1987), “A Conditionally Heteroskedastic Time Series Model for Speculative Prices and Rates of Return” Review of Economics and Statistics, Vol. 69, pp 542-547.

5- Cheteni, Priviledge (2016): Stock market volatility using GARCH models: Evidence from South Africa and China stock markets. Published in: Journal of Economics and Behavioral Studies , Vol. 8, No. 6 (December 2016): pp. 237-245

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

7- Gujarati, DamoderN , (2011) “Eonmetrics by Example , 2d ed”,McGraw-Hill Higher Education , Ch 15, pp 238 – 251.

8- O. Y. KRAVCHUK,(2005) "RankTestofLocationOptimalforHyperbolic SecantDistribution" School of Physical Sciences, University of Queensland, Queensland, Australia.
9- Tsay,R., (2002), " Analysis of Financial Time Series, " John Wiley & Sons, Canada.
10- https://www.vosesoftware.com/riskwiki/Distributionsintroduction.php

Estimate the parameters of the GARCH model for the Hyperbolic Secant Distribution with the application

Hussein Majeed AbdAli
Al-Mustansiryah University
/ Economics and Administration/
Department of Statistics

Asst.Pro.Dr Ali Yassin Ghani
Al-Mustansiryah University
/ Economics and Administration
Department of Statistics

Husseinw49@gmail.com

ABSTRACT

The study of AutoRegressive Conditional Heteroscedasticity models of the important studies in time series, especially financial ones, because most of the financial time series have high Volatility that is, the conditional variance in them is not fixed and depends on the past, that most of the previous studies rely on some distributions such as normal distribution GED distribution and t distribution.

In this paper, a new distribution of the GARCH model, which is hyperbolic- secant distribution , is presented in theory and practice. A sample representing the opening price of the Brent oil was found and the data test showed that it follows the hyperbolic secant distribution. After testing it was found to be a problem for ARCH. After estimating it was found that the best model to represent this data according to the best test criteria is AIC, SIC, H-Q, GARCH (1 , 1).

Key Words: ARCH , Brent Oil Prices , Hyperbolic Secant Distribution , Model selection