

استخدام نماذج ARCH لنمذجة تقلبات أسعار الأسهم في سوق المال

السعودي

Using ARCH Models to Modeling the Volatility of Stock Prices in the Saudi Financial Market

محمد شيخي

كلية العلوم الاقتصادية والعلوم التجارية وعلوم التسيير
جامعة العربي بن مهيدي أم البواقي

فاتح لقوقي

كلية العلوم الاقتصادية والعلوم التجارية وعلوم التسيير
جامعة العربي بن مهيدي أم البواقي

ملخص:

يهدف هذا البحث إلى نمذجة أسعار أسهم الإغلاق اليومية لشركة اتحاد اتصالات السعودية المدرجة ضمن قطاع الاتصالات في سوق المال السعودي خلال الفترة الممتدة من 01 جانفي 2010 إلى غاية 31 ديسمبر 2015. وبعد استخدام العديد من نماذج ARCH المتناظرة وغير المتناظرة، وجدنا من خلال المفاضلة بين هذه النماذج و بناء على عدة معايير أن أحسن نموذج يمكنه تمثيل السلسلة الزمنية لأسعار الأسهم هو نموذج $ARIMA(1,1,3)$ مع خطأ $TGARCH(1,1)$. و أظهرت النتائج أيضا أن الصدمات الموجبة المترافقة مع الأخبار الجيدة تعطي تقلبات أقل حدة من تلك الصدمات السالبة المترافقة مع الأخبار السيئة.

تمت هذه الدراسة

الكلمات المفتاحية: السوق المالي، نماذج ARIMA، نماذج ARCH، أسعار الأسهم.

Abstract:

The aim of this paper is to modeling the daily closing prices of Etihad Etisalat in the Saudi's telecom sector during the period from 01 January 2010 to 31 December 2015. After using many models ARCH symmetric and asymmetric, we found that by comparing these Models and based on several criteria the best model that can represent the stock price time series is ARIMA (1,1,3) with a TGARCH (1,1) error. The results also showed that positive shocks associated with good news give less severe fluctuations than negative shocks associated with bad news.

Keywords: financial market, ARIMA models, ARCH models, stock prices.

تمهيد:

يفضل الكثير من المستثمرين في السوق المالية قبول عائد منخفض نسبيا وتفادي الاستثمارات ذات المخاطرة الكبيرة، وفي الحقيقة لا يمكن تصور وجود استثمار يحمي صاحبه من المخاطر، والاستثمار في الأسهم بشكل خاص يعرض المستثمرين لمخاطر متعددة منها ما قد ينتج عن انخفاض مفاجئ في قيمة السهم.

ونظرا لصعوبة اتخاذ قرار الاستثمار في سوق الأسهم وجب الاهتمام بالطرق الكمية لدراسة التقلبات الشديدة في أسعار الأسهم، وتعتبر النماذج الخطية للسلاسل الزمنية العشوائية ARIMA من بين الطرق الكمية التي ساهمت بدور كبير في نمذجة الكثير من الظواهر الاقتصادية، واستطاعت أن تُعطي لعدة نظريات صورة رياضية تُساعد على التنبؤ بالقيم المستقبلية. إلا أن ما يؤخذ على هذه الصيغ الخطية أنها لا تستطيع أن تُترجم الصفة الحركية لهذه الظواهر، وهذا ما أدى إلى عرقلة تطور عدة جوانب النمذجة في السلاسل

الزمنية، ففرضية الخطية التي تتصف بها هذه النماذج تستلزم أن تتميز المكونات الزمنية بوقت واحد، إضافة إلى ذلك أن ثبات السيروية ARIMA، لا يسمح بأخذ الميكانيزمات غير المتناظرة بعين الاعتبار، لذا يتحتم علينا الانتقال إلى نماذج ARCH المتناظرة وغير المتناظرة والتي تأخذ في الحسبان الشروط السالفة الذكر، وعليه يمكن صياغة الإشكالية التالية:

من خلال نماذج ARCH ما هو النموذج الأفضل لنمذجة أسعار أسهم شركة اتحاد اتصالات السعودية وتتبع سلوك التباين الشرطي للأخطاء؟

و لمعالجة هذا الموضوع من جانبيه النظري و التطبيقي، تم تقسيم الدراسة إلى المحاور التالية:

أولاً - استعراض أدبيات البحث:

1- نماذج السلاسل الزمنية العشوائية الخطية :

تعتمد نماذج السلاسل الزمنية العشوائية الخطية في تفسيرها للظاهرة في اللحظة الحالية على الملاحظات الماضية للظاهرة

والأخطاء العشوائية، ومن بين أهم هذه النماذج مايلي:

1-1- نماذج المتوسط المتحرك (MA):

تكون ملاحظة السلسلة الزمنية Y_t ، في سيروية المتوسط المتحرك ذو المرتبة $q \geq 1$ معمة بواسطة متوسط مرجح للأخطاء

العشوائية التي يرمز لها بـ MA(q) ونكتب معادلتها على الشكل التالي: $Y_t = \theta_0 + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q}$ حيث أن المعالم $\theta_0, \theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q$ يمكن أن تكون موجبة أو سالبة، و $\varepsilon_t, \varepsilon_{t-1}, \dots, \varepsilon_{t-q}$ هي متوسطات متحركة لقيم الحد العشوائي في الفترة t والفترة السابقة¹.

1-2- نماذج الانحدار الذاتي (AR):

طبقاً لها النموذج تكون الملاحظة الحالية Y_t معمة بواسطة متوسط الترجيح للملاحظات الماضية إلى فترة التأخير من المرتبة p. مع الأخذ بعين الاعتبار حد الخطأ العشوائي في الفترة الحالية، ونسمي ذلك بنموذج الارتباط الذاتي للسلسلة الزمنية Y_t ذو المرتبة p.

$$Y_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad \text{بمعنى} \quad Y_t = \phi_0 + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad \text{أي: AR}(p)$$

حيث Y_t تمثل قيمة المتغير في الفترة الحالية t و ε_t حد الخطأ العشوائي في الفترة الحالية t و $Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-p}$ تمثل قيم المتغير في الفترات السابقة و ϕ_0 الحد الثابت.²

1-3- نماذج ARMA(p,q):

توجد سيرويات عشوائية لا يمكن نمذجتها على أنها مجرد سيروية انحدار ذاتي أو سيروية متوسط متحرك فقط، وذلك لاحتوائها على خصائص النوعين من السيرويات معا ومنه يمكن التوسع والدمج الحتمي والمنطقي للنوعين، والذي يطلق عليه اسم سيروية الانحدار الذاتي والمتوسط المتحرك المختلطة من المرتبتين p و q على الترتيب، ونكتبها على الشكل ARMA(p,q)، ونكتب معادلتها كما في

$$Y_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i y_{t-i} + \varepsilon_t - \sum_{i=1}^q \theta_i \varepsilon_{t-i} \quad \text{الشكل التالي:}^3$$

1-4- نماذج $ARIMA(p,d,q)$:

إذا كانت السلسلة الزمنية الأصلية غير مستقرة فيقال عليها أنها متكاملة $Integrated$. وإذا تعين الحصول على فروقات السلسلة d مرة حتى تصبح مستقرة، يقال عندئذ أن السلسلة الأصلية متكاملة من الدرجة d ، ونرمز لها بالرمز $I(d)$ ، وبعبارة أخرى نقول أن Y_t هي سلسلة متجانسة وغير مستقرة (متكاملة) من الدرجة d إذا وجدت $W_t = \nabla^d Y_t$ سلسلة مستقرة جديدة. ومنه يمكن أن نمذج السلسلة W_t كأنها سيرورة $ARMA(p,q)$ ، في هذه الحالة ينتج أن Y_t هي سيرورة $ARIMA(p,d,q)$ ، ونسمي ذلك بنموذج الانحدار الذاتي والمتوسط المتحرك المتكامل، هذا الأخير بالإضافة إلى الدرجتين p و q فإنه يتميز بدرجة ثلاثة d .

$$\Phi(L)(1-L)^d Y_t = \delta + \theta(L)\varepsilon_t \Leftrightarrow ARIMA(p,d,q) \quad \text{ويكتب من الشكل:}$$

$$\Phi(L)\nabla^d Y_t = \delta + \theta(L)\varepsilon_t \quad \text{أو:}$$

ونلاحظ أن وسط $W_t = (1-L)^d Y_t$ المستقر هو $\mu_w = \delta / \left(1 - \sum_{i=1}^p \phi_i\right)$ ، وبالتالي إذا كانت $\delta = 0$ فإن السلسلة المتكاملة W_t

2- نماذج السلاسل الزمنية العشوائية غير خطية :

هناك عدة أنواع السلاسل الزمنية العشوائية غير الخطية نذكر منها ما يلي:

1-2- نماذج ARCH المتناظرة:

1-1-2 نماذج ARCH :

قبل تقديم نماذج ARCH كانت لا توجد هناك طريقة دقيقة متاحة للتنبؤ بالتباين، فنماذج ARCH هي أول أداة تصف تموجات الانحراف المعياري وتحسبه باستخدام قيم ثابتة للتقلبات الماضية.⁴ ففي سنة 1982 اقترح Engle نمودجا غير خطي يعبر عن الانحدار الذاتي الذي يتضمن تباينا شرطيا غير متجانس باستعمال معلومات سابقة، يسمى بنموذج ARCH، وهو أول نمودج ارتباط ذاتي مشروط بعدم تجانس تباينات الأخطاء، حيث يمكن نمذجة التباين خلال الزمن، لذلك علينا أن نأخذ بعين الاعتبار أن التباين المشروط قد يكون متأثرا إلى حد كبير بقيم مربعات سلسلة البواقي للفترات السابقة، ومن خلالها يمكن توضيح عدم التجانس المشروط في بيانات السلسلة وتقديم تفسيرها لاستمرار التذبذبات فيها.⁵

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad \text{ويمكن تمثيل معادلة التباين الشرطي لنموذج ARCH عموما كما يلي:}$$

2-1-2 نماذج GARCH(p,q):

عند دراسة المميزات الإحصائية للسلاسل الزمنية المالية تظهر أهمية الحقائق البارزة، التي تؤثر على مسار هذه السلاسل الزمنية، ومن بين هذه المميزات فرط التقلبات، ومماكة ذيول التوزيع غير المشروط، وغياب الارتباط الذاتي للقيم المشاهدة، تسعى نماذج GARCH إلى محاكاة ما يحدث في السوق، عبر معالجة إحصائية للعوائد وفرط تقلباتها.⁶

حيث اقترحت نماذج GARCH من طرف Bollerler سنة 1986. ويعرف هذا النموذج على أنه تعميم اختلاف

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \delta_j \sigma_{t-j}^2 \quad \text{التباين الشرطي ذي الانحدار الذاتي ويعطى بالعلاقة التالية:}$$

أي التباين الشرطي المتوقع للنموذج يعتمد على التمثيلات السابقة لمربع الخطأ وكذلك التمثيلات السابقة للتباين نفسه.⁷

2-2- نماذج ARCH غير المتناظرة:

إن من أهم المقاربات التي تغطي النماذج ARCH غير الخطية تلك التي تأخذ في الحسبان الظواهر غير المتناظرة، وترتكز على فكرة بسيطة هي أن مفعول (تأثير) عدم تجانس التباين يختلف هنا حسب كون إشارة الخطأ السابق (موجبة أو سالبة)، حيث نجد مجموعتين من هذه النماذج.

2-2-1- نموذج EGARCH:⁸

اقترح هذا النموذج من طرف Nelson عام 1991، في هذا النموذج يعتمد التباين الشرطي على إشارة ومدى التمثيلات السابقة لحدود الخطأ، وذلك لأنه في هذا النموذج يكون المتغير التابع هو لوغاريتم التباين الشرطي وبهذا تتلاقى قيود نموذج ARCH الذي يشترط أن تكون معاملات النموذج موجبة. يعطى نموذج EGARCH(1,1) بالعلاقة التالية:

$$\log(\sigma_t^2) = \alpha_0 + \delta_1 \log(\sigma_{t-1}^2) + \alpha_1 \left(\frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sigma_{t-1}} \right) + \gamma \left(\frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sigma_{t-1}} \right)$$

يتم اختبار ظاهرة عدم تناظر الصدمات من خلال الفرضية الصفرية التالية:

$$H_0 \Leftrightarrow \gamma = 0 \quad \text{تناظر تأثير الصدمات السالبة والموجبة على التقلب (لا يوجد فرق).}$$

2-2-2- نموذج TGARCH:⁹

والمقترحة من طرف Rabemanajara و Zakoian عام 1991، حيث يتم في تجزئة التمثيلات السابقة لحد الخطأ العشوائي حسب إشارتها وبالتالي نحصل على عدة مستويات من التقلبات حسب إشارة وسعة الصدمات.

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1^+ |\varepsilon_{t-1}^+|^2 - \alpha_1^- |\varepsilon_{t-1}^-|^2 + \delta \sigma_{t-1}^2 \quad \text{ويعطى نموذج TGARCH(1,1) بالعلاقة التالية:}$$

يتم اختبار ظاهرة عدم تناظر الصدمات من خلال الفرضية الصفرية التالية:

$$H_0 \Leftrightarrow \alpha_1^- = 0 \quad \text{تناظر تأثير الصدمات السالبة والموجبة على التقلب (لا يوجد فرق).}$$

كما تعتبر عملية قياس كفاءة الأنظمة الصحية بالغة الأهمية للأسباب التالية:

3- استعراض بعض الدراسات السابقة:

- تعددت الدراسات التي استخدمت نماذج ARCH المتناظرة وغير المتناظرة من أجل نمذجة وتقدير السلاسل الزمنية، إلا أننا سنتناول في هذا المبحث تلك الدراسات التي تتعلق باستخدام تلك النماذج في الأسواق المالية، نظراً لارتباطها بالموضوع محل الدراسة.
- دراسة شفيق عريش و آخرون 2011:¹⁰ قام الباحثين بدراسة الفرق بين أثر الصدمات الموجبة (الأخبار الجيدة) وتلك الأخبار السالبة (الأخبار السيئة) على تقلب عائد المؤشر العام لسوق عمان المالي باستخدام نماذج ARCH المتناظرة وغير المتناظرة. تم استخدام بيانات يومية للمؤشر سوق عمان المالي للفترة ما بين 07 جانفي 2007 إلى 01 أوت 2010، توصلت الدراسة إلى أن أحسن نموذج لتمثيل سلسلة المشاهدات اليومية لمؤشر عما المالي هو النموذج MA(1) مع خطأ TAR(1)، وتوصلت الدراسة أيضاً إلى أن تأثير أي صدمة مهما كانت إشارتها على التقلب الحالي هو دائماً موجب وبالتالي تأثير الصدمات يزداد بازدياد سعة الصدمة فقط.
 - دراسة حسن غضبان، حسن الهجهوج 2012:¹¹ سعى الباحثان من خلال هذه الدراسة إلى تحديد أثر تحليل التذبذب في سوق الأسهم السعودي بفحص التحولات الهيكلية باستخدام نماذج (GARCH-M)، بالاعتماد على بيانات يومية للفترة ما بين 2001 إلى 2010، توصلت الدراسة ومن خلال نماذج (EGARCH-M) أن الصدمات السالبة عبر معامل الرفع قد تزيد في التقلب بشكل أكبر مقارنة بالصدمات الموجبة.

- دراسة فراس أحمد محمد، أحمد شامار يادكار 2015: ¹² قام الباحثان إلى دراسة تقلبات أسعار أسهم الإغلاق اليومي لمؤشر سوق العراق للأوراق المالية باستخدام نماذج ARCH، حيث تم استخدام بيانات يومية للفترة ما بين 01 جانفي 2005 إلى غاية 29 ديسمبر 2012، خلصت الدراسة إلى أن أفضل نموذج لتمثيل السلسلة هو نموذج GARCH(1,2)، ومن ثم التنبؤ بالقيم المستقبلية للمؤشر.

ثانياً- الدراسة التطبيقية:

1- عينة و حدود الدراسة:

من أجل تحقيق هدف الدراسة قمنا بتسجيل 1497 مشاهدة لأسعار الإغلاق اليومية لأسهم شركة اتحاد اتصالات السعودية، أما بالنسبة للحدود المكانية فقد شملت الدراسة سوق الأوراق المالية السعودية أو ما يعرف ببورصة السعودية، أما فيما يخص الحدود الزمانية فقد تم استخدام بيانات تمتد من 01 جانفي 2010 إلى غاية 31 ماي 2016.

2- أدوات الدراسة:

تم في الخطوة الأولى دراسة استقرارية سلسلة المشاهدات اليومية لأسعار الإغلاق لأسهم شركة اتحاد اتصالات السعودية (S1) باستخدام أسلوب دالة الارتباط الذاتي و الجزئي، ثم قمنا بدراسة اختبارات الجذر الوحدوي للسلسلة (S1) باستخدام اختبار ADF واختبار Philips-Perron و واختبار KPSS، ثم بعدها قمنا بدراسة التوزيع الطبيعي للسلسلة (S1) باستخدام اختبار إحصائية Jarque-Bera، ثم بعدها قمنا باختبار استقرارية السلسلة (S1) باستخدام إحصائية BDS، ومن ثم قمنا بإدخال البيانات إلى برنامج EViews7.0 باعتباره من أحسن البرنامج المتخصصة في السلاسل الزمنية.

3- تحديد مدخلات و مخرجات عينة الدراسة:

تتمثل متغيرات الدراسة في:

- المدخلات: سلسلة المشاهدات اليومية لأسعار الإغلاق لأسهم؛
- المخرجات: النموذج الأمثل لتقدير هاته السلسلة.

4- تحليل وعرض نتائج الدراسة:

4-1- التمثيل البياني لدالة الارتباط الذاتي والجزئي للسلسلة (S1) و السلسلة (ΔS1):

نلاحظ من خلال الشكل (01) أن معاملات الارتباط الذاتي المحسوبة للسلسلة (S1) من أجل معظم الفجوات تختلف معنوياً عن الصفر عند نسبة معنوية 0.05، أي خارج مجال الثقة $\left[\frac{-1.96}{\sqrt{n}}, \frac{+1.96}{\sqrt{n}} \right]$ وهذا دليل على عدم الإستقرارية. لذا نلجأ إلى استخدام الفروقات من الدرجة الأولى.

نلاحظ من خلال الشكل (01) أن معاملات الارتباط الذاتي المحسوبة للسلسلة (ΔS1) لا تختلف معنوياً عن الصفر عند نسبة معنوية 0.05، وهذا دليل على الإستقرارية.

4-2- اختبارات الجذر الوحدوي (اختبار ADF و اختبار Philips-Perron و اختبار KPSS) للسلسلة (S1) والسلسلة (ΔS1):

- نلاحظ من خلال الجدول (1) أن السلسلة (S1) قيد الدراسة تحتوي على جذر وحدوي فهي غير مستقرة، حيث يظهر ذلك جلياً من خلال قيم ADF في النماذج الثلاثة، فهي أقل من القيم الحرجة المستخرجة من جدول Mackinnon بالقيمة المطلقة.

- نلاحظ أيضا من خلال الجدول (1) أن السلسلة ($S1$) قيد الدراسة تحتوي على جذر وحدوي فهي غير مستقرة، حيث يظهر ذلك جليا من خلال قيم Philips-Perron في النماذج الثلاثة، فهي أقل من القيم الحرجة المستخرجة من جدول Mackinnon بالقيمة المطلقة.
- نلاحظ أيضا من خلال الجدول (1) أن السلسلة ($S1$) قيد الدراسة تحتوي على جذر وحدوي فهي غير مستقرة، حيث يظهر ذلك جليا من خلال قيم KPSS في النموذجين، فهي أكبر من القيم الحرجة المستخرجة من جدول Mackinnon بالقيمة المطلقة. يمكن الحصول على استقرارية السلسلة ($S1$) عن طريق استخدام الفروقات من الدرجة الأولى.
- نلاحظ من خلال الجدول (2) أن السلسلة ($\Delta S1$) قيد الدراسة لا تحتوي على جذر وحدوي فهي مستقرة، حيث يظهر ذلك جليا من خلال قيم ADF في النماذج الثلاثة، فهي أكبر من القيم الحرجة المستخرجة من جدول Mackinnon بالقيمة المطلقة.
- نلاحظ أيضا من خلال الجدول (2) أن السلسلة ($\Delta S1$) قيد الدراسة لا تحتوي على جذر وحدوي فهي مستقرة، حيث يظهر ذلك جليا من خلال قيم Philips-Perron في النماذج الثلاثة، فهي أكبر من القيم الحرجة المستخرجة من جدول Mackinnon بالقيمة المطلقة.
- نلاحظ أيضا من خلال الجدول (2) أن السلسلة ($\Delta S1$) قيد الدراسة لا تحتوي على جذر وحدوي فهي مستقرة، حيث يظهر ذلك جليا من خلال قيم KPSS في النموذجين، فهي أصغر من القيم الحرجة المستخرجة من جدول Mackinnon بالقيمة المطلقة.

3-4- اختبارات التوزيع الطبيعي للسلسلة ($\Delta S1$):

- من خلال الشكل (2) نلاحظ أن معامل الالتواء Skewness يساوي ($SK = -1.5038$) وهي قيمة تختلف عن الصفر، وعليه فإن شكل التوزيع غير متناظر. وبما أن $SK < 0$ هذا يعني أن التوزيع ملتوي نحو اليسار مما يدل على أن أسعار الأسهم تتأثر بالصدمات السالبة أكثر من الصدمات الموجبة.
- أما معامل التفرطح Kurtosis فيساوي ($KU = 16.641$) وهو أكبر من القيمة 3، مما يدل على وجود قيم شاذة في السلسلة.
- أما إحصائية Jarque-Bera والتي تساوي 12163.79 فهي أقل تماما من القيمة الحرجة لتوزيع χ^2 بدرجة حرية 2 عند مستوى معنوية 0.05 والتي تساوي 5,991، وعليه نخلص إلى أن السلسلة ($\Delta S1$) لا تخضع للتوزيع الطبيعي وهذه ميزة عامة في السلاسل الزمنية المالية.

4-4- اختبار استقلالية مشاهدات السلسلة ($\Delta S1$):

- من خلال الجدول (3) الذي يعطي نتائج اختبار استقلالية المشاهدات للسلسلة ($\Delta S1$) نلاحظ أن قيم p-Value أصغر من 0.05 من أجل كل الأبعاد وعليه نرفض فرضية السير العشوائي، أي أنه يوجد ارتباط بين المشاهدات، وعليه فإن السلسلة ($S1$) قابلة للتنبؤ.

5-4- تحديد وتقدير النموذج الملائم:

- نلاحظ من خلال الشكل (1) والذي يمثل معاملات الارتباط الذاتي للسلسلة المستقرة ($\Delta S1$) أن معاملات دالة الارتباط الذاتي للسلسلة تقع كلها داخل مجال الثقة أي تساوي معنويا الصفر عند مستوى دلالة 0,05 باستثناء معاملات الارتباط الذاتي عند الفجوات 1، 2، 3 فهم يختلفون معنويا عن الصفر أي يقعوا خارج مجال الثقة، وانطلاقا من $k=4$ تنعدم كل المعاملات معنويا ففي هذه الحالة يتم تحديد درجة نموذج المتوسط المتحرك بوضع $q=3$ ، أما معاملات دالة الارتباط الجزئي للسلسلة تقع كلها داخل مجال الثقة أي تساوي

معنويا الصفر عند مستوى دلالة 0,05 باستثناء معاملات الارتباط الذاتي عند الفجوة 1 فهو يختلف معنويا عن الصفر أي يقع خارج مجال الثقة، وانطلاقا من $k=2$ تنعدم كل المعاملات معنويا ففي هذه الحالة يتم تحديد درجة نموذج الانحدار الذاتي بوضع $p=1$ وعليه النموذج الذي تم تحديده هو نموذج $ARIMA(1,1,3)$.

من خلال نتائج التقدير المبينة في الجدول (4) نلاحظ أن للمعلم ϕ معنوية إحصائية عند مستوى الدلالة 0.05 حيث أن قيمة T ستيودنت والتي تساوي بالقيمة المطلقة 7.4889 أكبر تماما من القيمة الحرجة للتوزيع الطبيعي 1.96. ونلاحظ أيضا من خلال نفس الجدول أن المعالم θ_1 ، θ_2 ، θ_3 معنوية إحصائية عند مستوى دلالة 0.05 حيث أن قيم T ستيودنت أكبر تماما من القيمة الحرجة للتوزيع الطبيعي 1.96، (أنظر الجدول (5)).

أما قيم Akaike و Schwarz فكانت الأصغر من بين النماذج التالية:

نموذج $ARIMA(1,1,0)$ و نموذج $ARIMA(1,1,1)$ ونموذج $ARIMA(1,1,2)$ و $ARIMA(1,1,3)$

4-6- اختبار أثر ARCH للأخطاء في نموذج $ARIMA(1,1,3)$:

في نماذج الانحدار الذاتي المتوسط المتحرك $ARIMA$ يكون التباين ثابتا عبر الزمن، ولكن في الواقع نجد أن ثبات التباين عبر الزمن لا يمكن أن يتحقق دائما، فعندما يتم التعامل مع سلسلة زمنية مالية فإن فكرة تساوي التباين من النادر أن تكون صحيحة وذلك لأن من أهم مزايا السلاسل الزمنية المالية أنها تعطي تنبؤات دقيقة لكل من التباينات والتباينات المشتركة لعوائد الأصول المالية، وتتم هذه التنبؤات الدقيقة من خلال القدرة على نمذجة التباينات المتغيرة زمنيا، ندعو عملية التغير الزمني للتباينات بمصطلح اختلاف التباين Heteroskedasticity، وهذا المصطلح هو الأساس في نماذج ARCH، كما أن التغير في التباين يتعلق بالبيانات السابقة، مما يعني أن هذا التباين مشروط بتحقق البيانات السابقة بمعنى أن يكون اختلاف التباين شرطيا.

من خلال الجدول رقم (6) يتبين أن قيمة R -squared * Obs تساوي 230,8877 أكبر من قيمة Chi-Square بنسبة معنوية 0.05، وكذلك قيمة Prob Chi-Square(1) والتي تساوي 0,0000 أقل من 0.05، وعليه يتم رفض الفرض الصفري H_0 وقبول الفرض البديل H_1 ، أي أن تباين الأخطاء ليس ثابتا عبر الزمن، أي أن البواقي تخضع لنموذج ARCH،

4-7- أثر تقدير الأخطاء عن طريق نماذج ARCH المتناظرة:

بتحريب العديد من النماذج من خلال وضع العديد من الصيغ الموسعة لنماذج ARCH المتناظرة وذلك بزيادة عدد المعاملات و حذف المعاملات غير المعنوية وتحديد النموذج الأفضل الذي من أجله معياري Akaike و Schwarz أقل ما يمكن، و تقودنا هذه الطريقة إلى اختيار نموذج $GARCH(1,1)$ لوصف سلوك التباين المشروط لأسعار أسهم الإغلاق للشركة محل

الدراسة والذي يعطى بالعلاقة التالية: $\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \delta_1 \sigma_{t-1}^2$

ومن خلال الجدول (7) الذي يبين قيم المتغيرات المشكلة للنموذج $GARCH(1,1)$ نستخلص معادلة سلوك التباين

المشروط التالية: $\sigma_t^2 = 0,015881 + 0,052401 \varepsilon_{t-1}^2 + 0,924291 \sigma_{t-1}^2$

من خلال النتائج المتحصل عليها من الجدول (7)، يمكن قبول النموذج المقترح وذلك للاعتبارات التالية :

- جميع المعالم معنوية إحصائية، أي أنها تختلف معنويا عن الصفر بنسبة معنوية 0.05. نرفض H_0 (قيم ستيودنت أكبر تماما من القيمة الحرجة للتوزيع الطبيعي 1.96)،

- معاملا نموذج GARCH المقدران α_1 و δ_1 موجبان و أيضا $\alpha_1 + \delta_1 = 0,0524 + 0,9243 = 0,9777 < 1$ أي أن شرط الاستقرار محقق.

هناك استقلالية تامة بين بواقي التقدير من خلال نتيجة إحصائية درين-واتسون التي تساوي 1.8626، التباين الشرطي لهذه الأخطاء متجانس باعتبار أن إحصائية ARCH-LM التي تساوي 2.5529 أقل تماما من القيمة المجدولة لتوزيع χ^2 بدرجة حرية 1. و من خلال الجدول (8) يتبين أن قيمة Obs*R-squared تساوي 2,554020 أصغر من قيمة Chi-Square بنسبة معنوية 0.05، وكذلك قيمة Prob Chi-Square(1) والتي تساوي 0,1100 أكبر من 0.05، وعليه يتم قبول الفرض الصفري H_0 ورفض الفرض البديل H_1 ، أي أن تباين الأخطاء ثابتا عبر الزمن، أي أن بواقي النموذج ARIMA(1,1,3)-GARCH(1,1) لا تخضع لنموذج ARCH.

8-4- تقدير الأخطاء عن طريق نماذج ARCH غير المتناظرة:

إن من أهم سلبيات نماذج ARCH المتناظرة هي التركيز على خاصية تماثل الظواهر، ولتغطية هذا النقص جاءت نماذج ARCH غير المتناظرة وهي نماذج تأخذ في الحسبان خاصية الظواهر غير المتماثلة، أي اختلاف التأثير بين الأخطاء السابقة كونها موجبة أو سالبة.¹³

و بتجريب العديد من النماذج من خلال وضع العديد من الصيغ لنماذج EGARCH وذلك بزيادة عدد المعاملات و حذف المعاملات غير المعنوية وتحديد النموذج الأفضل الذي من أجله معياري Akaike و Schwarz أقل ما يمكن، تم اختيار النموذج EGARCH(1,1) لتتبع سلوك التباين الشرطي لأسعار الأسهم والذي يعطى بالعلاقة التالية:

$$\log(\sigma_t^2) = \alpha_0 + \delta_1 \log(\sigma_{t-1}^2) + \alpha_1 \left(\frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sigma_{t-1}} \right) + \gamma \left(\frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sigma_{t-1}} \right)$$

من الجدول (9) يمكن كتابة معادلة التباين الشرطي على النحو التالي:

$$\log(\sigma_t^2) = -0.078526 + 0.968711 \log(\sigma_{t-1}^2) + 0.093586 \left(\frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sigma_{t-1}} \right) - 0.062746 \left(\frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sigma_{t-1}} \right)$$

وعليه يمكن ملاحظة الآتي:

- $\gamma = -0.062746 \neq 0$ وهذا يعني عدم تناظر تأثير الصدمات الموجبة والصدمات السالبة.
- $\gamma < 0$ وهذا يعني أن الصدمات الموجبة المترافقة مع الأخبار الجيدة تعطي تقلبات أقل حدة من تلك الصدمات السالبة المترافقة مع الأخبار السيئة.

و يمكن أيضا تجريب العديد من النماذج من خلال وضع العديد من الصيغ لنماذج TGARCH وذلك بزيادة عدد المعاملات و حذف المعاملات غير المعنوية وتحديد النموذج الأفضل الذي من أجله معياري Akaike و Schwarz أقل ما يمكن. وفي الأخير تم اختيار النموذج TGARCH(1,1) لتتبع سلوك التباين الشرطي لأسعار الأسهم والذي يعطى بالعلاقة التالية:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1^+ \left| \varepsilon_{t-1}^+ \right|^2 - \alpha_1^- \left| \varepsilon_{t-1}^- \right|^2 + \delta \sigma_{t-1}^2$$

من الجدول (10) يمكن كتابة معادلة التباين الشرطي على النحو التالي:

$$\sigma_t^2 = 0.017739 + 0.031208 \left| \varepsilon_{t-1}^+ \right|^2 - 0.036495 \left| \varepsilon_{t-1}^- \right|^2 + 0.923507 \sigma_{t-1}^2$$

وعليه يمكن ملاحظة الآتي:

- $\varepsilon_{t-1}^- = 0.036495 \neq 0$ وهذا يعني عدم تناظر تأثير الصدمات الموجبة والصدمات السالبة.
 - $\varepsilon_{t-1}^- = 0.036495 > 0$ وهذا يعني أن الصدمات الموجبة المترافقة مع الأخبار الجيدة تعطي تقلبات أقل حدة من تلك الصدمات السالبة المترافقة مع الأخبار السيئة.
- ومن خلال الجدول (11) يمكن اختيار نموذج TGARCH(1,1) كأحسن نموذج لتمثيل سلوك التباين الشرطي لأسعار لأسهم.

خلاصة:

- من خلال هذه الدراسة القياسية والتي تم فيها نمذجة أسعار أسهم الإغلاق اليومية لشركة اتحاد اتصالات السعودية المدرجة ضمن قطاع الاتصالات في سوق المال السعودي توصلنا إلى العديد من النتائج نذكر منها:
- عند دراستنا لعدة صيغ رياضية مرشحة لنماذج ARIMA توصلنا إلى نموذج ARIMA(1,1,3)، الذي أعطى أفضل تمثيل للسلسلة الزمنية لأسعار الأسهم. إلا أن أثر اختبار ARCH كان واضحا في سلسلة البواقي، الأمر الذي حتم علينا استخدام نماذج ARCH وهذه ميزة عامة في السلاسل الزمنية في الأسواق المالية.
- بتجريب العديد من النماذج من خلال وضع العديد من الصيغ الموسعة لنماذج ARCH المتناظرة وذلك بزيادة عدد المعاملات و حذف المعاملات غير المعنوية وتحديد النموذج الأفضل الذي من أجله معياري Akaike و Schwarz أقل ما يمكن. تقودنا هذه الطريقة إلى اختيار نموذج GARCH(1,1) لوصف سلوك التباين المشروط لأسعار أسهم الإغلاق للشركة محل الدراسة.
- إن من أهم سلبات نماذج ARCH المتناظرة هي التركيز على خاصية تماثل الظواهر، ولتغطية هذا النقص جاءت نماذج ARCH غير المتناظرة وهي نماذج تأخذ في الحسبان خاصية الظواهر غير المتماثلة، أي اختلاف التأثير بين الأخطاء السابقة كونها موجبة أو سالبة.
- بعد استخدام العديد من نماذج ARCH المتناظرة وغير المتناظرة، وجدنا من خلال المفاضلة بين هذه النماذج حسب عدة معايير أن أحسن نموذج يمكنه تمثيل السلسلة الزمنية لأسعار الأسهم هو نموذج ARIMA(1,1,3) مع خطأ TGARCH(1,1).
- الصدمات الموجبة المترافقة مع الأخبار الجيدة تعطي تقلبات أقل حدة من تلك الصدمات السالبة المترافقة مع الأخبار السيئة.

ملحق الجداول والأشكال البيانية

الجدول (1): نتائج اختبارات الجذر الوحدوي للسلسلة (S1)

النموذج	وجود ثابتة واتجاه	وجود ثابتة فقط	بدون ثابتة واتجاه
اختبار ADF	- 0.217 (-3.41)	- 0.538 (-2.86)	- 0.507 (- 1.94)
اختبار Philips-Perron	- 0.295 (-3.41)	- 0.624 (-2.86)	- 0.497 (-1.94)
اختبار KPSS	0.809 (0.146)	0.976 (0.463)	

المصدر: من إعداد الباحثان بالاعتماد على برنامج EViews7.0

الجدول (2): نتائج اختبارات الجذر الوحدوي للسلسلة ($\Delta S1$)

النموذج	وجود ثابتة واتجاه	وجود ثابتة فقط	بدون ثابتة واتجاه
اختبار ADF	- 34.158 (-3.41)	- 34.048 (-2.86)	- 34.058 (-1.94)
اختبار Philips-Perron	- 34.359 (-3.41)	- 34.337 (-2.86)	- 34.346 (-1.94)
اختبار KPSS	0.160 (0.216)	0.634 (0.739)	

المصدر: من إعداد الباحثان بالاعتماد على برنامج EViews7.0

الجدول (3): نتائج اختبارات استقلالية مشاهدات للسلسلة ($\Delta S1$)

إحصائيات BDS	p-Value	M
0.021	0.0000	2
0.044	0.0000	3
0.059	0.0000	4
0.067	0.0000	5
0.068	0.0000	6
0.065	0.0000	7
0.059	0.0000	8
0.054	0.0000	9
0.048	0.0000	10
0.043	0.0000	11
0.037	0.0000	12

المصدر: من إعداد الباحثان بالاعتماد على برنامج EViews7.0

الجدول (4) نتائج اختبارات التقدير على السلسلة ($\Delta S1$)

المعالم	ARIMA(1,1,3)		
	قيمة المعامل	T-stat	Prob
ϕ	240-0.798	3301-6.90	0.0000
θ_1	230.9222	12657.85	0.0000
θ_2	4210.142	3.809770	0.0000
θ_3	0.073310	2.739679	10.000
Akaike	31872.53		
Schwarz	2.547394		
Hannan-Quinn	739442.5		
Durbin-Watson	0961,998		

المصدر: من إعداد الباحثان بالاعتماد على برنامج EViews7.0

الجدول (5): نتائج اختبارات التقدير على السلسلة (ΔS1)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	-0.798240	0.115632	-6.903301	0.0000
MA(1)	0.922223	0.117462	7.851265	0.0000
MA(2)	0.142421	0.037383	3.809770	0.0001
MA(3)	0.073310	0.026759	2.739679	0.0062
R-squared	0.022110	Mean dependent var		-0.008903
Adjusted R-squared	0.020142	S.D. dependent var		0.866315
S.E. of regression	0.857546	Akaike info criterion		2.533187
Sum squared resid	1096.458	Schwarz criterion		2.547394
Log likelihood	-1889.558	Hannan-Quinn criter.		2.538481
Durbin-Watson stat	1.998096			
Inverted AR Roots	-.80			
Inverted MA Roots	-.03+.29i	-.03-.29i	-.86	

المصدر: من إعداد الباحثان بالاعتماد على برنامج EViews7.0

الجدول (6): يبين نتائج اختبار ARCH

ARCH Test:			
F-statistic	272,7267	ProbF(1,1492)	0,0000
Obs*R-squared	230,8877	Prob Chi-Square(1)	0,0000

المصدر: من إعداد الباحثان بالاعتماد على برنامج EViews7.0

الجدول (7): نتائج اختبارات تقدير النموذج ARIMA(1,1,3)-GARCH(1,1)

المعالم	ARIMA(1,1,3)-GARCH(1,1)		
	Variance Equation		
	قيمة المعامل	Z-stat	Prob
C	0,0158881	9,247501	0,0000
ARCH(1)	0,052401	10,69343	0,0000
GARCH(1)	0,924291	154,7974	0,0000
Akaike	2866442.		
Schwarz	3115062.		
Hannan-Quinn	2959082.		
Durbin-Watson	1,862690		

المصدر: من إعداد الباحثان بالاعتماد على برنامج EViews7.0

الجدول (8): يبين نتائج اختبار ARCH في نموذج ARIMA(1,1,3)-GARCH(1,1)

ARCH Test:			
F-statistic	2,554969	ProbF(1,1492)	0,1101
Obs*R-squared	2,554020	Prob Chi-Square(1)	0,1100

المصدر: من إعداد الباحثان بالاعتماد على برنامج EViews7.0

الجدول (9): بين نتائج اختبارات تقدير النموذج ARIMA(1,1,3)-EGARCH(1,1)

المعالم	ARIMA(1,1,3)-EGARCH(1,1)		
	Variance Equation		
	قيمة المعامل	Z-stat	Prob
C	-0,078526	-14,64891	0,0000
QBS/RES/SQRT(GARCH(-1))	0,093586	15,33115	0,0000
RES/SQRT(GARCH(-1))	-0,062746	-8,396693	0,0000
LOG (GARCH(-1))	0,968711	276,2334	0,0000
Akaike	2.298629		
Schwarz	2.327043		
Hannan-Quinn	2.309216		
Durbin-Watson	1,887325		

المصدر: من إعداد الباحثان بالاعتماد على برنامج EViews7.0

الجدول (10): نتائج اختبارات تقدير النموذج ARIMA(1,1,3)-TGARCH(1,1)

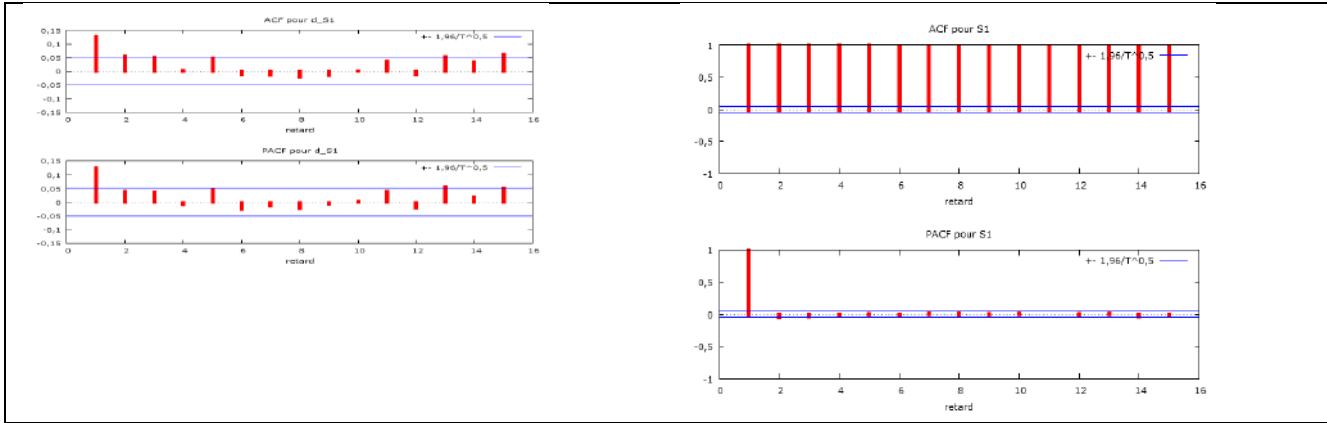
المعالم	ARIMA(1,1,3)-EGARCH(1,1)		
	Variance Equation		
	قيمة المعامل	Z-stat	Prob
C	-0,078526	-14,64891	0,0000
QBS/RES/SQRT(GARCH(-1))	0,093586	15,33115	0,0000
RES/SQRT(GARCH(-1))	-0,062746	-8,396693	0,0000
LOG (GARCH(-1))	0,968711	276,2334	0,0000
Akaike	2.298629		
Schwarz	2.327043		
Hannan-Quinn	2.309216		
Durbin-Watson	1,887325		

المصدر: من إعداد الباحثان بالاعتماد على برنامج EViews7.0

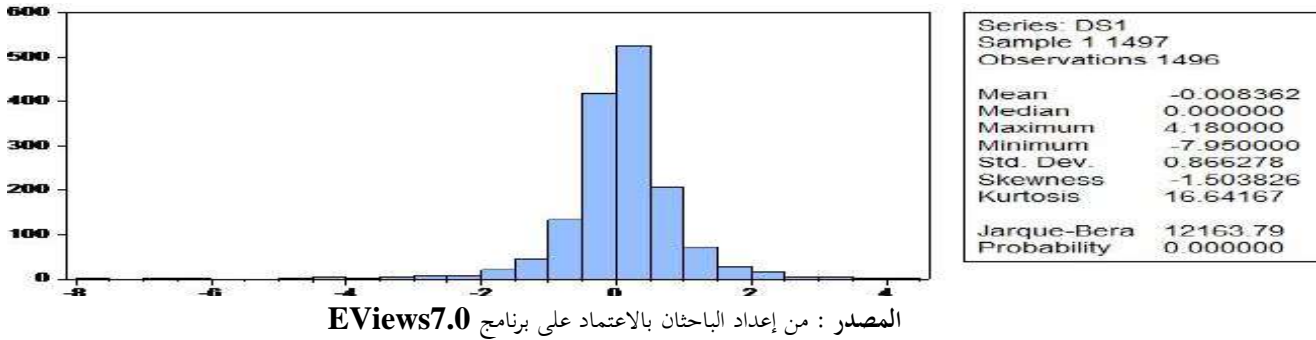
الجدول (11): بين نتائج يمثل المقارنة بين النماذج لاختيار أحسن نموذج

	GARCH(1,1)	EGARCH(1,1)	TGARCH(1,1)
Akaike	2.286644	2.298629	2.283297
Schwarz	2.311506	2.327043	2.311711
Hannan-Quinn	2.295908	2.309216	2.293884

المصدر: من إعداد الباحثان بالاعتماد على برنامج EViews7.0

الشكل (1): التمثيل البياني لدالة الارتباط الذاتي والمجزئي للسلسلة (S1) والسلسلة ($\Delta S1$)

المصدر: من إعداد الباحثان بالاعتماد على برنامج GRETL 1.9

الشكل (2): نتائج اختبارات التوزيع الطبيعي للسلسلة ($\Delta S1$)

المصدر: من إعداد الباحثان بالاعتماد على برنامج EViews7.0

المراجع و الهوامش المعتمدة:

- ¹ تومي صالح، مدخل لنظرية القياس الاقتصادي، ديوان المطبوعات الجامعية، الجزائر، الطبعة الثانية، الجزء 2، ص 163.
- ² محمد شبيخي، طرق الإقتصاد القياسي محاضرات وتطبيقات، دار الحامد، عمان، الأردن، الطبعة الأولى، 2012، ص 228.
- وبن عثمان مفيدة، قياس الكفاءة النسبية للوكالات البنكية، أطروحة دكتوراه، جامعة قاصدي مرباح ورقلة، 2015، ص 4، 5.
- ³ Ruey S.Tsay, Analysis of financial Time Series, University of Chicago, Second Edition, 2005, p58.
- ⁴ Robert Engel, The Use of ARCH/GARCH Models in Applied Econometrics, Journal of Economic Perspective, Volume 15, Number 4, Fall 2001..
- ⁵ هتهات السعيد، دراسة اقتصادية وقياسية لظاهرة التضخم في الجزائر، رسالة ماجستير غير منشورة، جامعة قاصدي مرباح ورقلة، 2006، ص 156.
- ⁶ هبة لقمان أمين، صفاء يونس الصفاوي، استخدام نماذج ARCH(p) و GARCH(p,q) لتمثيل البيانات اليومية لمرضى الأطفال، مجلة تنمية الرافدين، ملحق العدد 2013/114، المجلد 35.
- ⁷ حسن غضبان، حسن المهجوج، أثر تحرير سوق رأس المال على التذبذب في سوق الأسهم السعودي، مجلة التنمية والسياسات الاقتصادية، العدد 2012/02، المجلد 14.
- ⁸ شفيق عريش، عثمان نقار، رولى شفيق اسماعيل، استخدام نماذج ARCH المتناظرة وغير المتناظرة لمذجة تقلب العوائد في السوق المالي خالة تطبيقية على المؤشر العام لسوق عمان المالي، مجلة تشرين للبحوث والدراسات العلمية، سلسلة العلوم الاقتصادية والقانونية، المجلد 33، العدد 2011/03.
- ⁹ شفيق عريش، عثمان نقار، رولى شفيق اسماعيل، مرجع سابق.
- ¹⁰ المرجع سابق.
- ¹¹ حسن غضبان، حسن المهجوج، مرجع سابق.
- ¹² فراس أحمد محمد، أحمد شامار يادكار، استخدام نماذج GARCH,ARCH في التنبؤ بسعر الإغلاق اليومي لمؤشر العراق للأوراق المالية، مجلة جامعة كركوك للعلوم الإدارية والاقتصادية، المجلد 05، العدد 2015/02.
- ¹³ Ruey S.Tsay, Analysis of financial Time Series, University of Chicago, Second Edition, 2005, p124.

