استخدام نماذج GARCH للتنبؤ بالصدمات في البورصات العربية كآلية لإدارة الأزمات

GARCH Models Using for Forecasting of Shocks in the Arab Stock Exchanges as a Mechanism for Crises Management

بن الضب علي
المركز الجامعي لعين تموشنت
ali-bendob@hotmail.fr

ملخص: تهدف هذه الدراسة إلى إبراز أهمية نماذج الانحدار الذاتي المشروطة بعدم تجانس التباين في نمذجة التقلبات والتنبؤ بها كآلية لإدارة الأزمات والإنذار المبكر. بعد تقديم الخلفية النظرية للنماذج تم تطبيقها على مستوى مؤشرات أسهم تسع بورصات عربية وهي: أبو ظبي، البحرين، دبي، مصر، الكويت، المغرب، عمان، قطر والسعودية باستخدام بيانات يومية مابين 2007 و2012 (1304 مشاهدة يومية) . خلصت الدراسة إلى وجود مشكل عدم تجانس التباين واستمرارية في الصدمات في ظل الأزمة مما يفرض استخدام النماذج المشروطة بعدم تجانس التباين.

الكلمات المفتاح : نماذج GARCH، الصدمات، البورصات العربية، الأزمة.

Abstract: This study aims to highlight the importance of GARCH models in the volatility modeling and forecasting as a mechanism for crisis management and early warning. After presenting the theoretical background of the models have been applied at the level of nine Arab stock exchanges indicators, namely: Abu Dhabi, Bahrain, Dubai, Egypt, Kuwait, Morocco, Oman, Qatar and Saudi Arabia, using daily data between 2007 and 2012 (1304 daily observation). The study concluded there is the problem of Heteroskedasticity and continuity in shock in light of the crisis, which imposes the use of GARCH models.

Keywords: GARCH models, shocks, Arab stock markets, crisis.

I. مقدمة

يعد بروز البورصات في الوطن العربي أمرا حديث العهد في الغالب، الشيء الذي جعلها تتصف بالتطور المستمر من خلال سن التشريعات وعمليات إعادة التنظيم، كما زاد الاهتمام بها في الآونة الأخيرة لعدة عوامل داخلية وأخرى خارجية، فمن التنافس على جلب رؤوس الأموال لاسيما المهاجرة في ظل التحرير المالي والتوجه نحو العولمة المالية وتنوع الأدوات الاستثمارية في البيئة الخارجية، إلى زيادة الفوائض المالية وهشاشة الاقتصاديات ونقص التنمية في البيئة الداخلية، حيث أطلق مصطلح الأسواق المالية الناشئة (Emerging financial markets) لأول مرة سنة 1987 من قبل الشركة المالية الدولية (IFC) على الأسواق التي تكون في مرحلة انتقالية ويكون حجمها ونشاطها ومستوى تطورها في نمو متزايد، كما يجب توفر شرطي انتماء الاقتصاد ذو دخل متوسط أو ضعيف ورأس المال القابل للاستثمار منخفض مقارنة مع PIB حسب وكالة ستاندر بورد SP.

تعتبر عملية إعادة تدوير وجلب رؤوس الأموال العربية المستثمرة في الخارج التحدي الكبير الذي يواجه الأسواق المالية العربية عموما والبورصات خصوصا، من خلال فتح المجال أمام المستثمر العربي وتوفير المناخ الاستثماري الملائم لذلك، فقد بلغت الأموال العربية التي يتم استثمارها في دول العالم ما بين 600 إلى 800 مليار دولار[1] في وقت يعاني فيه العالم العربي من نقص الأموال اللازمة لتمويل مشروعات التنمية الراهنة، وتحديات النهضة المعاصرة •

البورصات العربية حديثة النشأة في معظمها وتمتاز بالعديد من التغيرات الناجمة عن التطورات والإصلاحات التي تمر بها، كما أن أدائها عرف تدهورا كبيرا خلال الفترة المدروسة، والتي شملت أزمة الرهن العقاري وزلزال وتسونامي إضافة إلى الأحداث الجيوسياسية التي ميزت المنطقة العربية فمن أحداث الربيع العربي إلى الصراع السياسي في الكويت والمذهبي في البحرين. فاقت الرسملة البورصية للدول العربية

المدروسة بليون و200 مليار دولار سنة 2007 وهي قليلة جدا إذا ما قارناها بالدول المتقدمة أو النامية التي فاقت الرسملة البورصية بها 15000، 1500 بليون دولار على التوالي، لتتقهقر إلى 885 مليار سنة 2012 بنسبة تراجع فاقت 30 في المائة، يسيطر السوق السعودي على أكثر من 40 في المائة منها. كما تراوح عدد الشركات المدرجة بالبورصات العربية المدروسة ما بين 1150 و1009 شركة خلال فترة الدراسة.

تميزت فترة الدراسة بتقلبات كبيرة على مستوى المتغيرات الاقتصادية والنقدية على المستوى العالمي؛ وذلك نتيجة أزمة الرهن العقاري، وزلزال وتسونامي، إضافة إلى أزمة الديون السيادية التي لحقت بمجموعة من دول الاتحاد الأوربي؛ فقد تراجع النمو الاقتصادي إلى مادون 3.2 في المائة سنة 2008 مقارنة ب 5.2 في المائة سنة 2007، ناهيك عن معدلات التضخم التي سجلت مستويات قياسية وكذا معدلات البطالة، إضافة إلى ترجع حجم التجارة العالمية. تم تقسيم الدراسة إلى:

II. نماذج الانحدار الذاتي المشروطة بعدم تجانس التباين (ARCH) L'Hétéroscédasticité conditionnelle

يركز هذا العنوان على خصائص بعض السلاسل الاقتصادية أو المالية، حيث التقلب أو التباين متغير على مر الزمن، ولمعالجة هذه المشكلة في الاقتصاد القياسي المالية تم عرض نماذج عدم تجانس الشرطي؛ حيث تعتبر هذه النماذج هي حديثة نسبيا، ويعتبر الباحث الرئيسي هو انجل (1982)[2] في مقال بعنوان "الانحدار الذاتى المشروط بعدم تجانس لتقدير تباين التضخم في المملكة المتحدة "، التي نشرت في مجلة Econometrica في عام 1982، اقترح انجل نموذج ARCH ؛ هو اختصار لـ :الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس التباين.

قدم بوليرسليف[3]، في مقالة نشرت عام 1986 في مجلة الاقتصاد القياسي بعنوان" المعمم عدم تجانس شرطي الانحدار الذاتى " نسخة من نموذج معمم انجل :لل .GARCH وهناك مجموعة من الإصدارات أكثر تطورا من استخلصت وأضيفت لهذا النموذج[4].

تعتبر نماذج الانحدار الذاتي ذات التباين غير المتجانس (ARCH Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) وGARCH كآلية للتنبؤ بالتذبذبات أجل نمذجة التباين؛ حيث تُستخدم هذه النماذج بكثرة في نمذجة السلاسل الزمنية المالية، لأن التفكير الحديث للمستثمرين لا ينصب فقط على دراسة عوائد الأصول المالية، والتنبؤ بها في الأسواق المالية، بل الاهتمام أيضا بعنصر المخاطرة وعدم التأكد (uncertainty) ولدراسة عدم التأكد هناك حاجة إلى نماذج خاصة تتعامل مع تقلب (volatility) قيم الأصول المالية كدالة في الزمن؛ تنتمي النماذج التي تتعامل مع هذا النوع من التباين إلى ما يسمى بعائلة نماذج الانحدار الذاتي ذات التباين الشرطي غير المتجانس ARCH[5].

كما إن دور صفة "عدم التأكد" في تحديد حركية سلوك مختلف المتغيرات الاقتصادية الحديثة، خاصة في المسائل المالية جعل النظريات الاقتصادية القياسية تعطيه قدرا من الأهمية، بدءا باستخدام المتغير الشرطي بدلا من المتوسط غير الشرطي في نماذج ARMA، هذه الصفة الإضافية من شأنها أن تساهم في تحسين التنبؤات الناتجة عن هذه النماذج المختلطة، وللتفريق بين هذين المفهومين، نعتبر السيرورة التالية:

$$AR(1): \ Y_t = \phi Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

حيث ε_t هو والمتوسط(التوقع) الشرطي يعطى بالعلاقة التالية:

$$E(Y_t | Y_{t-1}, Y_{t-2}, ...) = \phi Y_{t-1}$$

بينما يكون المتوسط غير الشرطي معدوما.

بعد ذلك تطورت هذه الفكرة لتشمل لعزوم من الدرجة الثانية، حيث أشار Engle سنة 1982 [6] إلى أهمية استعمال مفهوم التباين الشرطي بدلا من التباين غير الشرطي في تحسين القيم التنبؤية، لأنه بينما يبقى هذا الأخير ثابت بتغير الزمن، فإن التباين الشرطي يمكن أن يترجم العلاقة بين المشاهدة Y_t ، والمشاهدات السابقة Y_{t-1} ،فإذا أخذنا المثال السابق، يكون التباين الشرطي للسيرورة $AR_{(1)}$ من الشكل:

$$Var(Y_t|Y_{t-1},Y_{t-2},.....)=E\left([Y_t-E(Y_t/Y_{t-1},Y_{t-2},.....)]^2|Y_{t-1},Y_{t-2},.....\right)$$

بينما يكون التباين غير الشرطي كما يلي:

$$Var\left(Y_t\right)=\sigma_\varepsilon^2/\left(1-\phi_1^2\right)$$

كل هذه المبادئ كانت بساطا يفرش لصياغة النماذج ARCH السابقة، حيث أراد Engel 1982 من خلال سد النقص الذي كانت تعاني منه نماذج ARMA السابقة،خاصة في السلاسل الزمنية التي تمتاز بسرعة التقلبات The volatility المرتبطة بالزمن [7].

- **مشكل عدم تجانس تباين الأخطاء Heteroscedasticity problem**

إن معظم النماذج الكلاسيكية ترتكز على فكرة أساسية تتمثل في أن متوسط الأخطاء معدوم وتباينها ثابت مع تغير الزمن وأنها مستقلة عن بعضها البعض أي:

$$E(\varepsilon_t)=0, \qquad \forall t=1,.....,T$$

$$Var\left(\varepsilon_t\right)=E\left(\varepsilon_1^2\right)=\sigma^2 \qquad \forall t=1,.....,T$$

$$Cov\left(\varepsilon_t,\varepsilon_{t'}\right)=E\left(\varepsilon_t\varepsilon_{t'}\right)=0 \qquad ,\forall t\neq t'\,t,t'=1,.....,T$$

يعد إسقاط هذه الفرضيات في تقدير مصفوفة التباين والتباين المشترك أمرا صعبا، لأن الأخطاء تمتاز بخاصية عدم التجانس والارتباط فيما بينها، مما يقلل من نجاعة النماذج المقدرة. وفي هذا الإطار وجدت العديد من الأعمال المقدمة والحلول المقترحة حول مصفوفة التباين المستحدثة، أدت بدورها إلى جملة من التساؤلات، من بينها: **كيف نبني نموذج رياضي يسمح بدارسة الشكل المقترح؟** كيف نقوم بتقدير معالم هذا النموذج؟ كيف نكتشف وجود شكل معين [8]؟

- **صياغة نموذج ARCH(p) وخصائصه:**

تعرف السيرورة ARCH « Autoregressive Conditional Heteroscedastic » كتشويش أبيض يخضع للتوزيع الطبيعي η_t مضروبة من أجل كل فترة بمتغير عشوائي $h_t^{1/2}$ الذي يرتبط خطيا بالقيم الماضية [9] للسيرورة :

$$\varepsilon_t=\eta_t\times h_t^{1/2}$$

$$h_t=\alpha_0+\sum_{i=1}^{p}\alpha_t\varepsilon_{t-1}^2$$

$$\eta_t\rightarrow N(0,1)$$

يمكن التعبير عن ε_t بدلالة I_t ، كمية المعلومات المتاحة في الفترة t والتوزيع الشرطي لـ ε_t طبيعي مركز ذي تباين h_t :

$$E\left(\varepsilon_t|I_{T-1}\right)=0$$

$$\text{var}\left(\varepsilon_t|I_{T-1}\right)=h_t$$

إضافة إلى ذلك يمكن صياغة ε_t^2 على شكل سيرورة AR(p) نضع:

$$v_t = \varepsilon_t^2 - h_t$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \alpha_t \varepsilon_{t-1}^2$$

مع :

$$\varepsilon_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \alpha_t \varepsilon_{t-1}^2 + v_t$$

أي :

حيث لـ v_t متوسط وتباين مشترك ومعدوم لكل تباين غير ثابت.

يمكن الحصول على نموذج الإنحدارARCH وذلك بافتراض أن متوسط ε_t توليفة خطية للمتغيرات الخارجية والداخلية المدرجة في شعاع المعلومات I_{t-1} مضروبا بشعاع معالم مجهولة:

$$\varepsilon_t \left| I_{t-1} \right. \to N\left(x_t, \beta, h_t\right) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \alpha_t \varepsilon_{t-1}^2 + v_t$$

$$h_t = h\left(\eta_{t-1}, \eta_{t-2}, ..., \eta_{t-p}, \alpha\right)$$

$$\eta_t = \varepsilon_t - x_t \beta$$

تملك هذه العبارة خصائص مهمة في التطبيقات القياسية وذلك باعتبار أن "عدم التأكد" المتعلق بالتنبؤ يتغير بتغير الفترات وليس فقط مع أفق التنبؤ والأخطاء العشوائية تتجمع عادة على شكل أخطاء مرتفعة متبوعة بأخطاء ضعيفة[10]. إن الصيغة الرياضية لـARCH، حيث التباين يرتبط بالزمن والأخطاء السابقة، تسمح بالأخذ بعين الإعتبار هذه الظاهرة. إذا كانت المعاملات α_t كلها موجبة وكبيرة نسبيا، يوجد ما يسمى بالاستمرارية في الصدمة «Persistence» على مستوى التقلبات «Volatility»، نشاهد إذن فترات تطاير قوية تتبعها فترات تطاير ضعيفة؛ تتركز التقلبات في فترات معينة حيث يكون التباين كبيرا تُعرف هذه الفترات لدى المحللين الماليين بفترات الهيجان (wild) و تشبه صورة قرن الثور، ويعقبها فترات أقل تقلبا، وفترات الركود أو السبات (calm) التي تأخذ صورة الدب؛ لذلك نستنتج أن التغيرات الكبيرة في عوائد الأسهم يعقبها تغيرات أخرى مقابله لها، وهو ما يعرف في تحليل الأسواق المالية بتكدس التقلبات في فترات معينة.

يسمح هذا النوع من النماذج بنمذجة حركية (أو ديناميكية) للتطاير ويوفق بين الحركية الاحتمالية والتمثيل الهيكلي للظاهرة المدروسة ويساعد على تحليل تطاير الأصول المالية.

لكي يكون التباين الشرطي موجبا و محدودا (أقل من ∞) فينبغي أن تكون الشروط التالية على المعالم محققة :

$$\alpha_0 \succ 0, \alpha_1 \geq 0, ..., \alpha_p \geq 0$$

$$\sum_{i=1}^{p} \alpha_1 \prec 1$$

يعرف مؤشر Kurtosis على أنه نسبة العزم المركز من الدرجة 4 على مربع العزم المركز من الدرجة 2، في حالة ARCH(1)، لدينا:

$$K = \frac{E\left(\varepsilon_t^4\right)}{\left[E\left(\varepsilon_t^4\right)\right]^2} = \frac{3\left(1-\alpha_1^2\right)}{1-3\alpha_1^2}$$

المقدر K أكثر تماما من 2 وهذا ما نلاحظه خلاصة في السلاسل الزمني المالية حيث أنها تحتوي على شكل التوزيع مفلطح أي أكثر سمكا من التوزيع الطبيعي وهذا هو حال السيرورة ARCH التي لها توزيع مفلطح[11] « Leptokurtic distribution ».

- **نماذج الانحدار الذاتي ذات التباين الشرطي غير المتجانس المعممة GARCH**

قدمت هذه النماذج سنة 1986 من طرف الباحث[12] Bollerslev، وحسب هذه النماذج يكتب عائد أي أصل مالي محل التعاقد في الزمن المستمر كما يلي:

$$R_t = \ln(\frac{S_t}{S_{t-1}}) \dots\dots\dots (12)$$

حيث:

Rt : العائد في الفترة t و الذي يعتبر متغير عشوائي؛

Ln : اللوغاريتم النيبيري ذو الأساس ..2.71•••؛

St : سعر الأصل محل التعاقد في الفترة t.

حسب نموذج ARCH العائد R_t هو متغير عشوائي تابع لانحرافه المعياري وتشويش أبيض، يكتب كما يلي:

$$R_t = \sqrt{h_t}\upsilon_t \dots\dots\dots (13)$$
$$\upsilon_t \xrightarrow{iid} N(0,1)$$

يأخذ نموذج GARCH في هذه الحالة الشكل التالي:

$$h_t = \alpha + \sum_{j=1}^{p} \beta_j h_{t-j} + \sum_{k=1}^{q} \gamma_k R_{t-k}^2 \dots\dots\dots (14)$$

حيث: α ، β ، γ أعداد حقيقية موجبة.

يمكن أخذ النموذج GARCH(1,1) كحالة خاصة كما يلي:

$$h_t = \alpha + \beta h_{t-1} + \gamma R_{t-1}^2 \dots\dots\dots (15)$$

حيث يمثل الثابت α قيمة التباين في المدى الطويل. إذا كان $\alpha + \beta \langle 1$ فإن سلسلة مربعات المردودية R_t^2 مستقرة.

التنبؤ بالتذبذب في الأفق k

بعد تقدير معلمات نموذج GARCH يتم التنبؤ بالتذبذب في المستقبل كما يلي حيث نضع:

$$W = \frac{\alpha}{1 - \beta - \gamma} \dots\dots\dots (16)$$

نقوم بتعويض قيمة W في معادلة التباين لنموذج GARCH(1.1) حيث نجد :

$$h_t - w = \beta(h_{t-1} - w) + \gamma(R_{t-1}^2 - w) \dots\dots\dots (17)$$

لنفرض أن التباين المعلوم th و نحن نريد تقدير ht+k أي التنبؤ في الأفق k استنادا إلى المعادلة السابقة نكتب:

$$h_{t+k} - w = \beta(h_{t+k-1} - w) + \gamma(R_{t+k-1}^2 - w) \dots\dots\dots (18)$$

بإدخال الأمل الرياضي على طرفي المعادلة السابقة نخلص إلى:

$$E(h_{t+k} - w) = \beta E(h_{t+k-1} - w) + \gamma E(R_{t+k-1}^2 - w)$$
$$E(h_{t+k} - w) = \beta E(h_{t+k-1} - w) + \gamma E(h_{t+k-1} - w) \dots\dots\dots (19)$$

و منه :

على اعتبار أن:

$$E(R_t) = 0 \Rightarrow E(R_{t+k-1}^2) = h_{t+k-1}$$
$$\Rightarrow E(h_{t+k} - w) = (\beta + \gamma)E(h_{t+k-1} - w)$$
$$\Rightarrow E(h_{t+k}) = w + (\beta + \gamma)E(h_{t+k-1} - w)$$

و بالبرهان بالتراجع نخلص إلى أن:

$$E(h_{t+k}) = w + (\beta + \gamma)^k E(h_t - w) \dots\dots\dots (20)$$

تسمح هذه المعادلة بالتنبؤ بالتذبذبات في الأفق t+k انطلاقا من القيمة الأخيرة للتباين عند الفترة k.

- **نماذج الانحدار الذاتي ذات التباين الشرطي غير المتجانس المعممة وغير المتناظرة EGARCH**

قدّم هذا النموذج من قبل Nelson 1991 حيث توصل الباحث إلى أن دالة التباين الشرطي غير خطية بل هي دالة أسية (Exponential) [13]على عكس ما يرى Bollerslev في نموذج GARCH حيث يكتب نموذج التباين الشرطي غير المتجانس الأسي(أو غير المتناظر) كما يلي:

$$\log(h_t) = \omega + \beta_j \sum_{j=1}^{p} \log(h_{t-j}) + \alpha_k \sum_{k=1}^{q} \frac{|R_{t-k}|}{\sigma_{t-i}} + \gamma_k \sum_{k=1}^{q} \frac{R_{t-k}}{\sigma_{t-i}} \quad \text{.....(07)}$$

يقيس المعامل γ_k أثر الرافعة المالية في حالة وجوده سالب و ذو دلالة إحصائية، و في حالة عكس ذلك نقول إنه لا يوجد أثر للرافعة المالية[14].

III. نمذجة تقلبات مؤشرات أسعار الأسهم في البورصات العربية خلال الفترة 2007-2012 لبيانات يومية

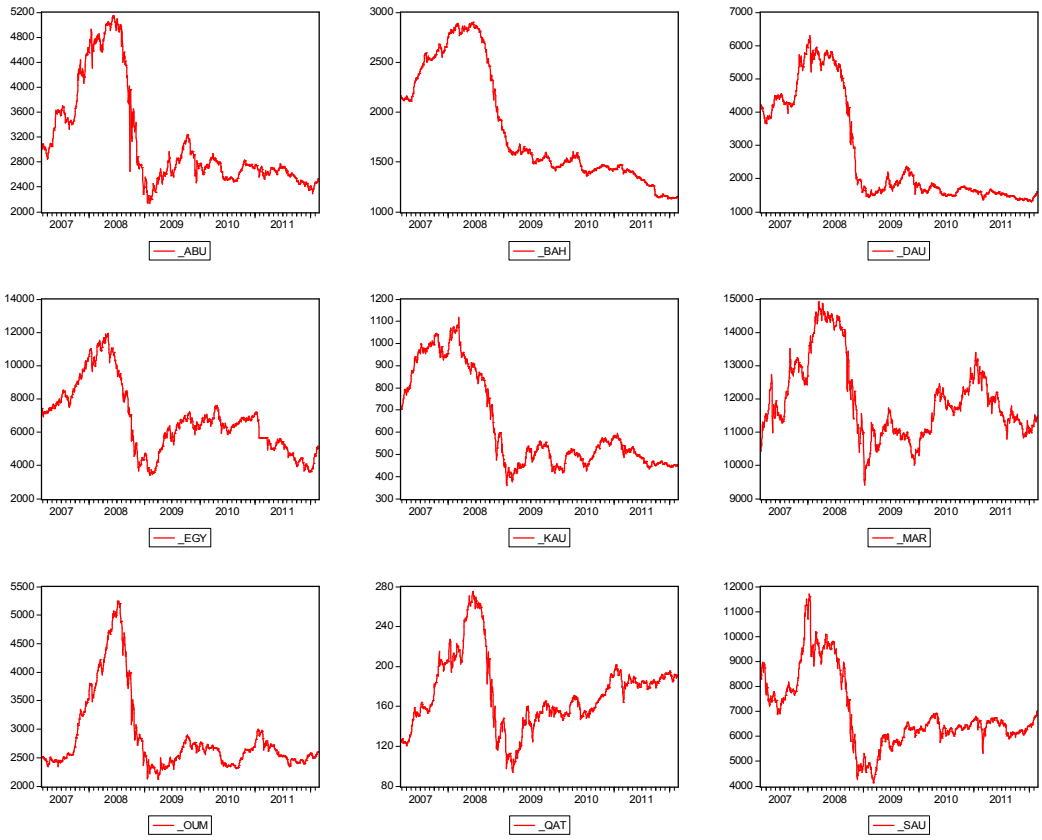
شهدت المنطقة العربية تقلبات كبيرة على مستوى الاقتصادي والنقدي بل حتى اجتماعيا وسياسيا؛ حيث عرف الناتج المحلي الإجمالي بالأسعار الثابتة تراجعا من 4.6 في المائة في سنة 2010 إلى 2.4 في المائة في سنة 2011، كما قفز متوسط معدل التضخم في الدول العربية من 4.4 في المائة في سنة 2010 إلى حوالي 6.1 في المائة في سنة 2011، حيث ساهم في ذلك زيادة الإنفاق العام في معظم الدول من خلال زيادة الأجور والرواتب والتحويلات الاجتماعية وأشكال الإنفاق الجاري الأخرى، حيث استمرت السياسات النقدية في الدول العربية خلال عام 2011 في نهجها التوسعي بهدف حفز الائتمان المصرفي ودفع النشاط الاقتصادي الذي تأثرسلباً بتراجع مستويات الطلب المحلي والخارجي في عدد من الدول.

أما على مستوى البورصات العربية فقد فاقت الرسملة البورصية للدول العربية المدروسة بليون و200 مليار دولار سنة 2007 وهي قليلة جدا إذا ما قارناها بالدول المتقدمة أو النامية التي فاقت الرسملة البورصية بها 15000، 1500 بليون دولار على التوالي، لتتقهقر إلى 885 مليار سنة 2012 بنسبة تراجع فاقت 30 في المائة، يسيطر السوق السعودي على أكثر من 40 في المائة منها. كما تراوح عدد الشركات المدرجة بالبورصات العربية المدروسة ما بين 1150 و1009 شركة خلال فترة الدراسة.

1- تطور أداء مؤشرات البورصات العربية

يظهر من الشكل(01)تأثر جميع البورصات العربية بتبعات الأزمة المالية العالمية، ولكن بصورة مختلفة، وهو ما يبرزه الشكل المو الي:

الشكل (01) : تطور أداء مؤشرات البورصات العربية



المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على بيانات الدراسة

2- اختبار استقرارية سلسلة مؤشرات البورصات العربية

نتائج التقدير ملخصة في الجدول الموالي :

الجدول (01) : نتائج اختباري الاستقرارية لمؤشرات أسعار الأسهم وعوائدها خلال فترة الدراسة

محفظة القطاع عند درجة التأخير 4	اختباري ديكي فلر المطور ADF Test وفليبس وبيرون PP Test للنموذج ذو الثابت والاتجاه العام لسلسة الأسعار والعوائد					القيم الحرجة عند نسب المعنوية الشهيرة[1]		
	ADF Statistic (سلسلة الأسعار)	PP Statistic (سلسلة الأسعار)	ADF Statistic (سلسلة العوائد)	PP Statistic (سلسلة العوائد)	%1	%5	%10
ABU	-1.773369	-1.956048	-18.00766	-43.90910	-3.9702	-3.4157	-3.1298
EGY	-1.762331	-1.687820	-15.59692	-31.20830	-3.9702	-3.4157	-3.1298
DAU	-1.007395	-0.984980	-14.90751	-35.45771	-3.9702	-3.4157	-3.1298
BAH	-1.796575	-1.709992	-15.22934	-30.53011	-3.9702	-3.4157	-3.1298
KAU	-1.688008	-1.678535	-17.12560	-29.17347	-3.9702	-3.4157	-3.1298
MAR	-2.337141	-2.391233	-17.36064	-27.28201	-3.9702	-3.4157	-3.1298
OUM	-1.718405	-1.744897	-15.66637	-32.60636	-3.9702	-3.4157	-3.1298
QAT	-1.802607	-1.798677	-16.26748	-32.53716	-3.9702	-3.4157	-3.1298
SAU	-1.796453	-1.709962	-16.15204	-33.47905	-3.9702	-3.4157	-3.1298

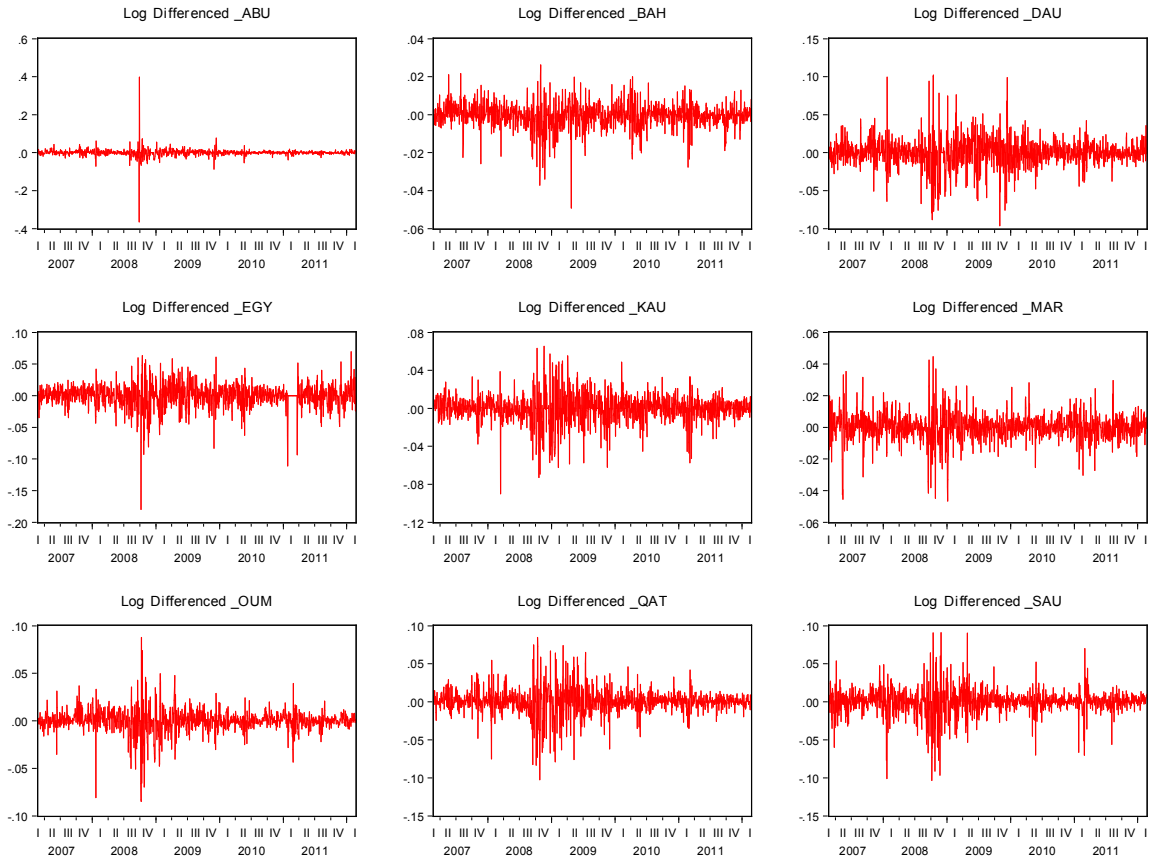
المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على بيانات الدراسة

تشير نتائج اختباري ديكي فلر المطور وفليبس وبيرون الواردة في الجدول (01)، إلى أن سلسلة أسعار أسهم محافظ السوق لكامل البورصات العربية غير مستقرة ، حيث كانت القيمة المحسوبة لإحصائيتي ديكي فلر المطور وفليبس وبيرون أكبر من المجدولة عن نسب المعنوية الشهيرة 1، 5 و10 في المائة، وبالتالي يمكن القول أن السلسلة غير عشوائية وغير متكاملة من الدرجة 0، الأمر الذي يفتح الباب عن البحث عن درجة التكامل، وكون العوائد عبارة عن الفروقات من الدرجة الأولى نحاول دراسة استقرارية سلسلة العوائد؛

تكاملت جميع أسعار أسهم محافظ السوق عند الدرجة الأولى، كما استقرت سلسلة عوائد جميع محافظ السوق حسب ما أشارت إليه إحصائيتي ديكي فلر المطور وفليبس وبيرون التي كانت القيمة المحسوبة لها أقل من المجدولة عن نسب المعنوية الشهيرة 1، 5 و10 في المائة، ومن ثمة يمكن القول أن سلسلة الأسعار متكاملة من الدرجة الأولى وبالتالي تحققت فرضي المشي العشوائي لجميع أسعار أسهم محافظ السوق بالبورصات العربية المدروسة؛ ولإبراز استقرارية الفروقات الأولى نعرض الشكل التالي الذي يبرز التفاف السلسلة نحو الصفر :

[1] القيمة الحرجة لإحصائية فليبس وبيرون عند نسبة المعنوية 1% مختلفة عن إحصائية ديكر فيلر لكنها متقاربة جدا؛ حيث تساوي 3.9703-.

الشكل (02) : تطور فروقات الأسعار من الدرجة الأولى (العوائد) في البورصات العربية

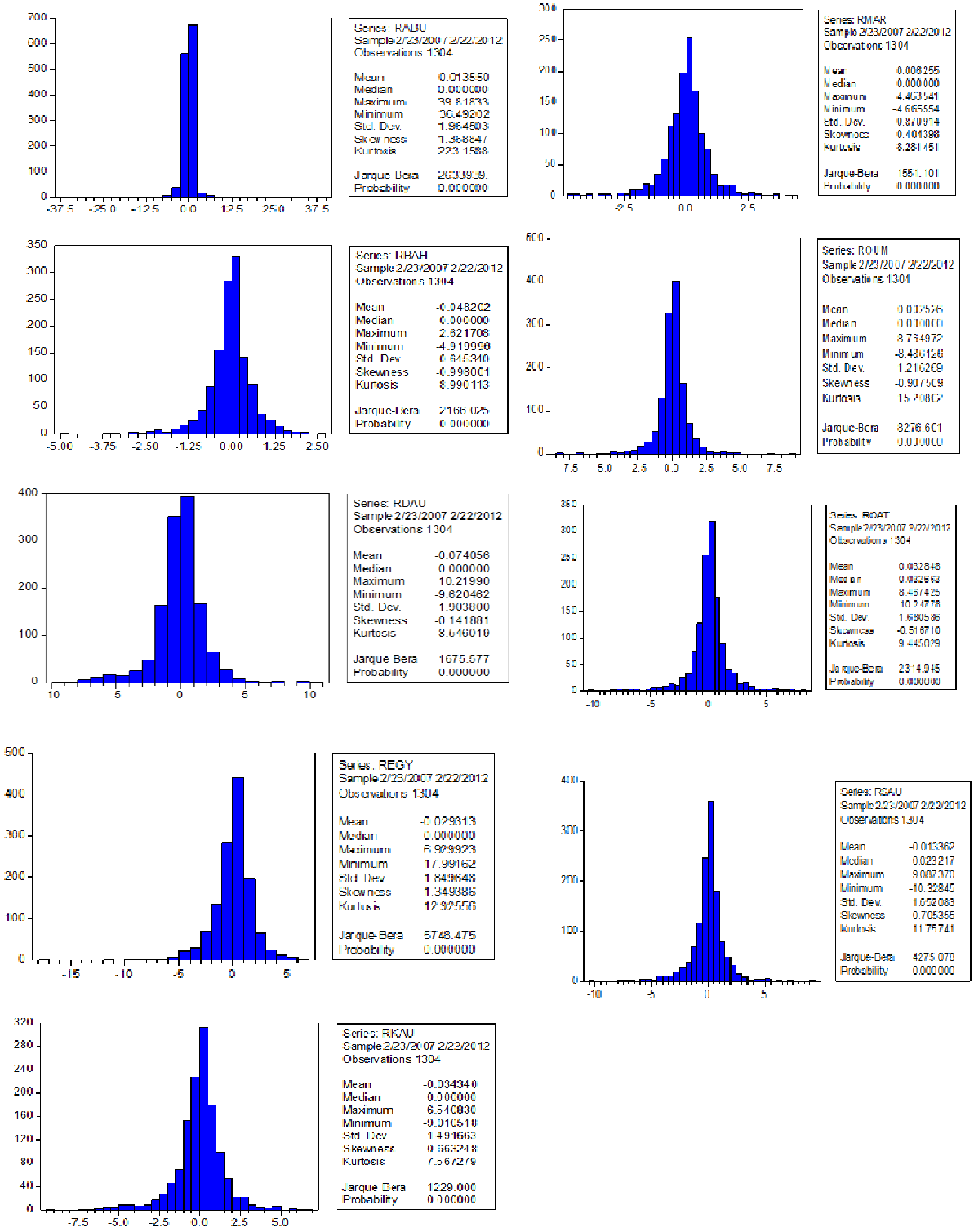


المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على بيانات الدراسة

يظهر من الشكل زيادة التباين في سنتي 2008 و2009 وهي الفترة التي تصادف الأزمة المالية التي مست مختلف البورصات العالمية، وهي متفاوتة الأثر على مستوى البورصتين، الأمر الذي يعطي للنموذج المشروط بعدم تجانس التباين مبرر الاستخدام والتطبيق، كما يبرز جليا وجود قيمة دنيا وعليا في أغلب الحالات، ويمكن إرجاع هذا إلى القرارات التي تتخذها إدارة البورصة بشأن تحديد حد أعلى وأدنى لتقلبات الأسعار. ولإبراز الخصائص الوصفية لكل بورصة نعرض الشكل التالي:

3- الإحصائيات الوصفية دالة التوزيع الإحصائية لعوائد مؤشرات البورصات العربية

الشكل (03) : تطور فروقات الأسعار من الدرجة الأولى (العوائد) في البورصات العربية



المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على بيانات الدراسة

التوى شكل التوزيع الإحصائي للعوائد نحو اليسار على مستوى في كامل البورصات المدروسة، ويمكن تفسير هذا بسلوك المتعاملين الذين يعتمدون بصورة كبيرة على الماضي في اتخاذ قراراتهم في البورصة. كما تطاول شكل التوزيع الإحصائي للعوائد حيث فاق معامل التفلطح قيمة ثلاثة التي تقابل التوزيع الطبيعي وذلك على مستوى كامل البورصات خلال الفترة المدروسة.

لم يتبع شكل التوزيع الإحصائي للعوائد التوزيع الطبيعي حيث مقاييس الشكل أثبتت أنه غير متناظر ومتطاول، كما تبرز إحصائية جارك بيرا أن الشكل لا يتبع التوزيع الطبيعي على مستوى كامل البورصات باستخدام للبيانات اليومية. ويدل هذا على عدم إتباع شكل التوزيع الإحصائي للعوائد التوزيع الطبيعي مما يجعل الاعتماد على النماذج التقليدية ضربا من الخيال، لذلك بات استخدام النماذج المشروطة والمطورة أمرا بالغ الأهمية.

كما يمكن دراسة الارتباط بين البورصات العربية لمعرفة علاقتها مع بعضها وهو ما يبرزه الجدول التالي :

الجدول (02) : الارتباط بين العوائد في البورصات العربية

	ABU	EGY	DAU	BAH	KAU	MA	OUM	QAT	SAU
ABU	1,00								
EGY	0,26	1,00							
DAU	0,46	0,42	1,00						
BAH	0,20	0,17	0,28	1,00					
KAU	0,20	0,19	0,22	0,28	1,00				
MAR	0,06	0,12	0,13	0,11	0,05	1,00			
OUM	0,34	0,29	0,45	0,27	0,20	0,13	1,00		
QAT	0,35	0,38	0,53	0,30	0,25	0,15	0,44	1,00	
SAU	0,25	0,26	0,30	0,08	0,14	0,10	0,22	0,28	1,00

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على بيانات الدراسة

تميّز معامل الارتباط بين عوائد محافظ السوق للبورصات العربية قيد الدراسة خلال الفترة المختارة بالإشارة الموجبة، لكن بقيم متدنية بلغت أقصاها بين قطر ودبي بقيمة 53 في المائة وأدناها بين المغرب والكويت بنسبة 5 في المائة، كما يبدو جليا أثر التباعد الجغرافي؛ فبورصات مجلس التعاون الخليجي كانت ذات معاملات ارتباط أعلى فيما بينها مقارنة ببورصتي المغرب ومصر التي تميزت بمعاملات ارتباط متدنية مع بورصات دول مجلس التعاون الخليجي، ويمكن تفسير ذلك إلى إمكانية القيام بعملية المراجحة بين البورصات الخليجية خاصة وأنها تمنح العديد من المزايا للمتعاملين ذو الجنسيات الخليجية من جهة، ومن جهة أخرى لطبيعة الاقتصاديات وتجانسها كونها تعتمد على الريع البترولي.

4- اختبار وجود مشكل عدم تجانس التباين في عوائد مؤشرات البورصات العربية

تشير نتائج التقدير في الجدول (03) أن نموذج الانحدار الذاتي للدرجة الأولى له معنوية إحصائية كلية تختلف عن الصفر على مستوى كل البورصات المدروسة عند نسبة معنوية 5 في المائة حسب إحصائية فيشر عدا بورصة دبي، وهذا دليل على وجود اثر للمعلومات التاريخية على سلوك المتعاملين الذين يأخذون في الحسبان ما حققته الأسهم في اليوم السابق. يبدو لنا أن المعامل بيتا يختلف معنويا عن الصفر في جميع القطاعات على مستوى كل البورصات المدروسة عند نسبة معنوية 5 في المائة عدا بورصة دبي ، لكن ما نلاحظه كذلك وجود ميل سالب لبورصة أبو ظبي، والبقية كلها أقل من الواحد وموجبة؛ أما عن الثابت فلم تكن له معنوية إحصائية على مستوى كامل البورصات عدا بورصة البحرين.

الجدول (03) : نتائج تقدير نموذج AR(1) للبيانات اليومية لعوائد مؤشرات الأسهم في البورصات العربية بطريقة OLS

البورصات	الثابت	t-Statistic	معامل بيتا	z-Stat	F stat.	اختبار وجود أثر ARCH في بواقي النموذج	
						Obs*R-squared	Prob.
RABU	-0,013	-0,291	-0,185	-6,804	46,292	337,171	0.000000
RBAH	-0,048	-2,317	0,145	5,269	27,767	36,847	0.000000
RDAU	*-0,074*	*-1,371*	*0,019*	*0,699*	*0,488*	260,612	0.000000
REGY	-0,030	-0,488	0,167	6,093	37,129	19,646	0.000009
RKAU	-0,034	-0,751	0,102	3,692	13,632	54,005	0.000000
RMAR	0,008	0,252	0,255	9,521	90,655	99,424	0.000000
ROUM	0,003	0,068	0,185	6,800	46,240	533,780	0.000000
RQAT	0,033	0,636	0,106	3,851	14,827	228,330	0.000000
RSAU	-0,014	-0,285	0,075	2,702	7,298	25,295	0.000000

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على بيانات الدراسة

يبرز لنا من خلال الجدول وجود أثر في جميع البورصات المدروسة مما يجعل استخدام نموذج الانحدار الذاتي الخطي أمر غير مقبول ومخل بالفرضيات الأساسية لطريقة المربعات الصغرى العادية، مما يحتم علينا استخدام نماذج الانحدار الذاتي المشروطة بعدم تجانس التباين.

الجدول (04) : نتائج تقدير نموذج GACH(1.1) للبيانات اليومية لعوائد مؤشرات الأسهم في البورصات العربية

البورصات	الثابت	t-Statistic	معامل بيتا	z-Stat	Vaiance Equation معادلة التباين						ACH + GACH
					الثابت	z-Stat	ACH(1)	z-Stat	GACH(1)	z-Stat	
_ABU	0,018	0,588	0,274	10,016	0,029	6,640	0,309	19,429	0,769	67,208	1,078
_BAH	-0,025	-1,458	0,109	3,545	0,014	5,325	0,129	11,411	0,847	66,164	0,976
_DAU	*-0,014*	*-0,377*	*0,020*	*0,734*	*0,063*	*6,699*	*0,122*	*10,550*	*0,865*	*90,260*	*0,987*
_EGY	0,055	0,944	0,140	5,261	0,056	6,573	0,062	17,683	0,924	209,822	0,986
_KAU	0,009	0,386	0,168	5,552	0,069	9,957	0,201	10,178	0,701	40,003	0,902
_MA	0,029	0,843	0,084	2,526	0,071	6,957	0,157	11,990	0,816	58,808	0,973
_OUM	0,018	0,634	0,241	8,493	0,023	6,799	0,183	11,253	0,819	69,645	1,003
_QAT	0,075	2,283*	0,133	4,992	0,040	7,160	0,170	11,836	0,825	91,085	0,995
_SAU	0,070	1,823	0,075	2,088	0,042	11,354	0,111	11,088	0,877	99,086	0,988

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على بيانات الدراسة

تبعا لما هو وارد في الجدول (04)، فإن نموذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس التباين مقبول إحصائيا عند نسبة معنوية 5 في المائة، على مستوى كل البورصات باستثناء بورصة دبي التي كان فيها النموذج مرفوض أصلا،

ومن ثمة يمكننا القول أن نموذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس التباين سوف يسمح بتحسين نموذج الانحدار الذاتي الخطي والبسيط، وذلك من خلال حل مشكل عدم تجانس التباين الذي تتصف به جل النماذج في المالية، وأن هناك علاقة طردية بين العائد والمخاطرة. وللوقوف على المساهمة الفعلية لهذا النموذج على مستوى معادلة التباين نستنتج ما يلي:

بلغت قيمة التباين في المدى الطويل أقصاها على مستوى بورصة الكويت بقيمة 6 في المائة، أما أدناها فكان في ببورصة البحرين بقيمة 1 في المائة، كما نلاحظ أن معامل ARCH كان أكبر من معامل GARCH وهذا دليل على أن المعلومات الحديثة أكثر تأثيرا من المعلومات القديمة على مستوى كامل البورصات؛ مما يعني أن المتعاملين في السوق يأخذون في الحسبان المعلومات الجديدة أكثر من القديمة أو التاريخية؛ كما تميزت العلاقة بين العائد والمخاطرة بالطردية، وذات دلالة إحصائية عند مستوى معنوية 1 في المائة. و بما أن مجموع معاملي ARCH و GARCH أكبر من الواحد فهذا دليل على استمرارية صدمات التذبذبات Persistence of Volatility shock حيث الصدمة تؤول إلى ما لا نهاية، الأمر الذي يتطلب التعامل مع نوع خاص من هذه النماذج ألا وهو نموذج GARCH الأسي EGARCH وغير الخطي وهو ما سوف نناقشه لاحقا.

الجدول (05) : نتائج تقدير نموذج EGACH(1.1) للبيانات اليومية لعوائد مؤشرات الأسهم في البورصات العربية

				معادلة التباين Vaiance Equation								
z–Stat	EGACH(1)	z–Stat	ES/SQ[GACH](1)	z–Stat	|ES|/SQ[GACH](1)	z–Stat	الثابت	z–Stat	معامل بيتا	t–Statistic	الثابت	البورصات
251,901	0,971	-5,741	-0,082	17,567	0,378	-17,779	-0,248	7,602	0,227	-0,354	-0,011	_ABU
88,962	0,933	-2,446	-0,035	13,282	0,284	-12,017	-0,273	3,418	0,105	-2,663	-0,043	_BAH
198.61	0.966	-3.168	-0.041	12.77	0.249	-11.75	-0.150	1.190	0,031	-1.445	-0,056	_DAU
435,204	0,979	-14,339	-0,089	14,815	0,070	-5,491	-0,033	7,057	0,177	1,145	0,062	_EGY
158,572	0,951	-3,146	-0,046	18,681	0,301	-18,956	-0,194	3,107	0,099	0,356	0,013	_KAU
74,577	0,888	-3,464	-0,060	14,033	0,358	-17,145	-0,325	6,500	0,190	-0,937	-0,020	_MA
123,043	0,944	-4,131	-0,059	16,041	0,355	-17,140	-0,262	9,891	0,267	-1,628	-0,041	_OUM
312,999	0,971	-2,597	0,294	15,782	-0,031	-15,721	-0,198	4,367	0,113	2,615	0,077	_QAT
375,058	0,969	-10,062	-0,110	16,557	0,229	-13,149	-0,149	2,218	0,072	3,354	0,099	_SAU

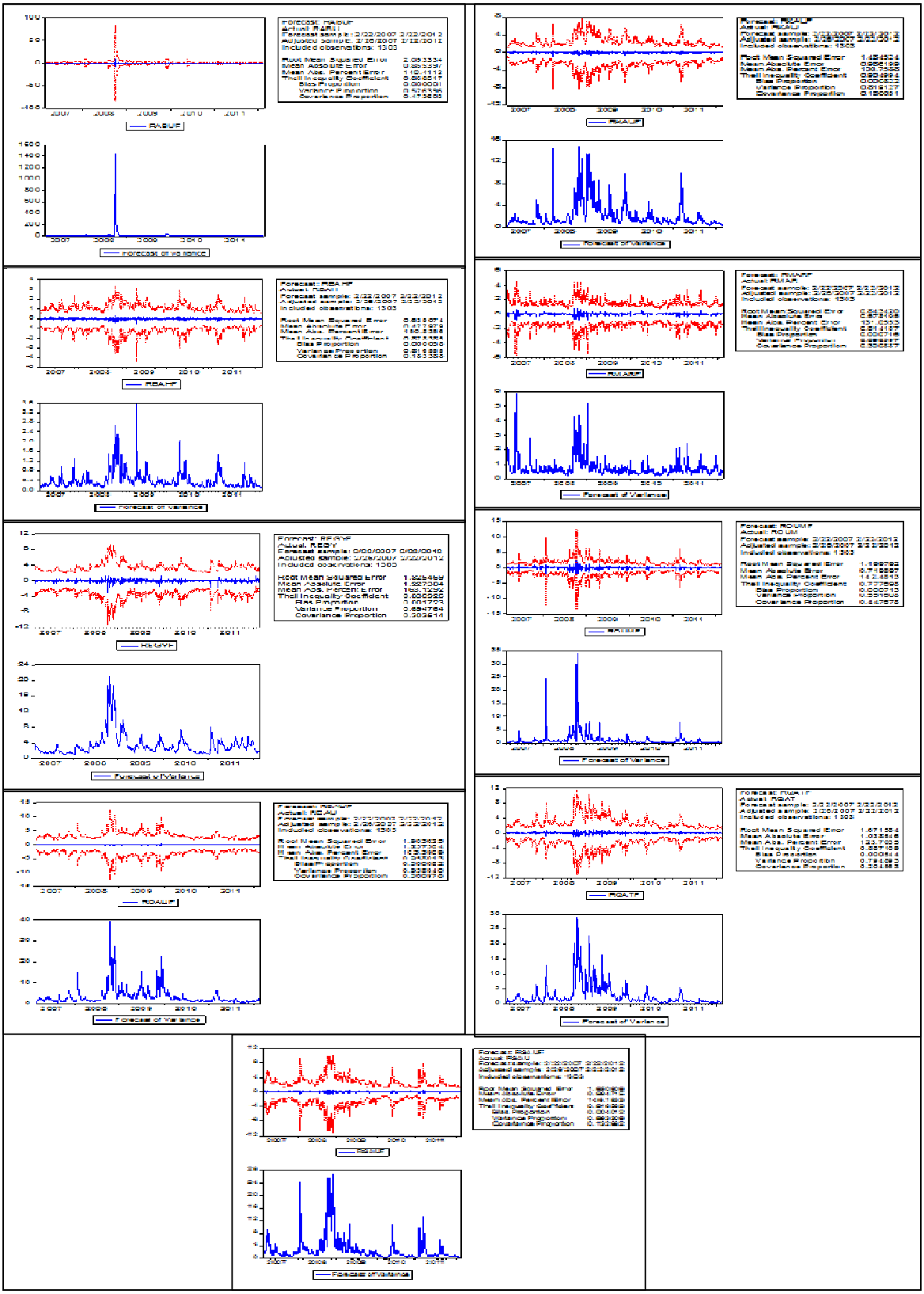
المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على بيانات الدراسة

تشير نتائج التقدير الملخصة في الجدول (05) أن النموذج مقبول إحصائيا عند نسبة معنوية 5 في المائة على جميع البورصات باستثناء دبي، حيث كان المعامل بيتا لا يختلف معنويا عن الصفر في النموذج من البداية؛

اختلف الثابت في معادلة التباين معنويا عن الصفر في كامل القطاعات عند نسبة معنوية 5 في المائة، وهو ذو إشارة سالبة على مستوى كل محافظ القطاعات التي بها اثر GARCH، وهي معاكسة تماما للثابت في معادلة التباين لنموذج GARCH العادي، حيث كان التباين في المدى الطويل موجبا في كامل الحالات، ويرجع ذلك لتعامل GARCH مع التباين الموجب فقط عكس GARCH الذي يختص بالجزء الموجب والسالب من التباين.

أخذ معاملي القيمة والمخاطرة والتباين الأسي الإشارة الموجبة على مستوى كامل البورصات باستثناء قطر وهو دليل على العلاقة الطردية بين العائد والمخاطرة من جهة، وعلى عدم خطية التباين من جهة أخرى، أما الجزء السالب فكانت الإشارة سالبة باستثناء بورصة قطر التي سجلت قيمة موجبة؛، ويمكن تفسير الأثر السالب ماليا بالاعتماد على الاستدانة في التمويل ، ولإبراز دور هذه النماذج نعرض الشكل التالي:

الشكل (04) : التباين المتوقع في ظل نموذج EGARCH(1.1) للبورصات العربية



المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على بيانات الدراسة

يبين الشكل (04)أن التقلبات تتركز في فترات معينة حيث يكون التباين كبيرا، تُعرف هذه الفترات لدى المحللين الماليين بفترات الهيجان (wild) وتشبه صورة قرن الثور، ويعقبها فترات أقل تقلبا، وفترات الركود أو السبات (calm) التي تأخذ صورة الدب؛ لذلك نستنتج أن التغيرات الكبيرة في عوائد الأسهم يعقبها تغيرات أخرى مقابله لها، وهو ما يعرف في تحليل الأسواق المالية بتكدس التقلبات في فترات معينة. كما يتضح من الشكل (04) أن التقلبات تتركز في فترات معينة حيث يكون التباين كبيرا وذلك قبل سنة 2008التي كانت بداية الأزمة، نسمي هذه الفترات بفترات الهيجان (wild) وتشبه صورة قرن الثور، ويعقبها فترات أقل تقلبا، وفترات الركود أو السبات (calm) التي تأخذ صورة الدب بعد سنة 2008؛ لذلك نستنتج أن التغيرات الكبيرة في عوائد الأسهم يعقبها تغيرات أخرى مقابله لها، وهو ما يعرف في تحليل الأسواق المالية بتكدس التقلبات في فترات معينة.

استطاعت نماذج الانحدار الذاتي المشروطة بعد تجانس التباين التنبؤ بالتقلبات خاصة في فترة الأزمة الأمر الذي يجعل استخدام النماذج الخطية التقليدية ضربا من الخيال.

IV. خلاصة واستنتاجات

ناقشت هذا الدراسة تقلبات وسلوك مؤشرات أسعار أسهم وعوائدها بالبورصات العربية ممثلة في كل من: أبو ظبي البحرين، دبي، المغرب، مصر، الكويت، عمان، قطر والسعودية، خلال الفترة الممتدة مابين 22/-2007/02 و2012/02/22، على مستوى البيانات اليومية، وذلك من خلال دراسة الإحصائيات الوصفية ممثلة في مقاييس النزعة المركزية، التشتت والشكل، إضافة إلى اختبار كفاءة البورصات العربية والسير العشوائي للأسعار، ومشكل تجانس التباين؛

خلصت النتائج أن عوائد محفظة السوق بالبورصات العربية خلال الفترة المدروسة لا تتبع التوزيع الطبيعي، وتمتاز بالالتواء نحو اليسار والتطاول الزائد عن الطبيعي؛ كما سارت أسعار أسهم عشوائيا بالبورصات العربية وتكاملت من الدرجة الأولى خلال الفترة المختارة تبعا لما ورد من نتائج لاختباري ديكي فلر المطور وفليبس وبيرون، ومن ثمة يمكن قبول فرضية كفاءة البورصات العربية على المستوى الضعيف. تمتاز سلسلة العوائد بوجود عدم تجانس التباين الأمر الذي يجعل استخدام النماذج الخطية ضربا من الخيال، كما أن نماذج الانحدار الذاتي المشروطة بعدم تجانس التباين تساهم في التنبؤ بالتقلبات في فترات الهيجان والسبات، الأمر الذي يساعد في التنبؤ بالأزمات من خلال المحاكاة وبناء السيناريوهات المختلفة باستعمال هذه النماذج.

الإحالات والمراجع :

[1]. وزارة الأوقاف والشئون الإسلامية بدولة الكويت ، مجلة الوعي الإسلامي، العدد 531، بتاريخ 03.09.2010.
http://alwaei.com/topics/view/article_new.php?sdd=212&issue=440 (25/07/2012)

[2]. Robert F. Engle من مواليد 10نوفمبر 1942 في سيراكيوز، بنيويورك، حائز على "جائزة نوبل "في الاقتصاد في عام 2003 مع كلايف جرانجر في أساليب التحليل الاقتصادي للسلاسل الزمنية الاقتصادية ذات التباين المتغير عبر الزمن، وما يعرف بنماذج الانحدار الذاتي ذات التباين غير المتجانس. أما Clive William John Granger فهو من مواليد 4 سبتمبر 1934 في سوانسي، ويلز، وتوفي 27مايو 2009 في سان دييغو كاليفورنيا (هو الاقتصادي البريطاني و أستاذ فخري في جامعة كاليفورنيا في سان دييغو، الولايات المتحدة الأمريكية، وهو حاصل على جائزة من جائزة بنك السويد في العلوم الاقتصادية في ذكرى الفريد نوبل في عام 2003 مع روبرت انجل.

3. Tim Peter Bollerslev من مواليد 11مايو 1958؛ هو اقتصادي دنماركي، حاليا أستاذ الاقتصاد في جامعة ديوك، وعضو في جمعية الاقتصاد القياسي، ومن المعروف Bollerslevلأفكاره لقياس والتنبؤ تقلبات السوق المالية ونماذج GARCH.

[4]. François-Eric Racicot ,Raymond Théoret ,**Traité d'économétrie financière : modélisation financière**, Canada, 2001, P273.

5. علي بن الضب ومحمد بن بوزيان، **الكفاءة المعلوماتية للأسواق المالية ونموذج GARCH : دراسة حالة سوق عمان المالي**، المجلة الجزائرية للدراسات المالية والمصرفية، جامعة فرحات عباس –سطيف– الجزائر، المجلد 1، العدد 1، جوان 2011.

[6]. Engle, Robert F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of Variance of United Kingdom Inflation", Econometrica 50:987-1008. Avaible at : http://www.sendsms.com.cn/download/wavecom/AT%D6%B8%C1%EE%BF%E2%A3%A8%B4%F3%C8%AB%A3%A9/autoregressive%20conditional%20heteroskedasicity%20with%20estimates%20of%20the%20variance%20of%20U.K.inflation.pdf (19/09/2013, cité 14934 fois)

[7]. محمد شيخي، **طرق الاقتصاد القياسي، محاضرات وتطبيقات**، دار ومكتبة الحامد، عمان، ط1، 2012 ص ص 348-309

[8]. محمد شيخي، **مرجع سابق**، ص ص 348-309.

[9]. لمزيد من التفصيل أنظر : عبد القادر محمد عبد القادر عطية، **الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق**، الدار الجامعية، 2004، ص ص 496-513.

[10]. محمد شيخي، **مرجع سابق**، ص ص 348-309.

[11]. محمد شيخي، **مرجع سابق**، ص ص 348-309.

[12]. Bollerslev Tim (1987). "**A Conditional Heteroskedastic Time Series Model for Speculative Prices and Rates of Return**". The Review of Economics and Statistics 69 (3): 542–547. available at : http://www.hss.caltech.edu/~camerer/SS280/BollerslevRES87.pdf (19/09/2013 cité 14044 fois)

[13] Nelson B.Daniel (1991), **Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach**, Econometrica 59: 347-370, available at. http://www.samsi.info/sites/default/files/Nelson_1991.pdf (19/09/2013)

[14]. Peijie Wang(2009), **Financial Econometrics**, Routledge, Second edition, Canada, 2009, P69.