

استخدام نماذج ال GARCH متعددة المتغيرات من نوع DCC
(الارتباط الشرطي الحركي) ومن نوع CCC (الارتباط الشرطي
الثابت) للتنبؤ بسعر الصرف للدينار العراقي مقابل الدولار

أ.م.د. فارس طاهر حسن / كلية الإدارة والاقتصاد / جامعة بغداد
م. لمياء طه عبد الله / كلية الآداب / جامعة بغداد

تاريخ التقديم: 2017/4/4
تاريخ القبول: 2017/10/31

المستخلص

تأخذ نماذج GARCH متعدد المتغيرات عدة اشكال ومن أهمها ، نموذج الارتباط الشرطي الحركي والذي يرمز له (DCC) ونموذج الارتباط الشرطي الثابت والذي يرمز له (CCC) وان الهدف الرئيسي من هذا البحث هو المقارنة بين كلا النموذجين والوقوف على خصائص وميزات كل نموذج ، وقد تم تطبيق النماذج أعلاه باستخدام ثلاث سلاسل زمنية مالية والتي تتمثل بسلسلة سعر صرف الدينار العراقي اليومي بالدولار وسعر النفط اليومي العالمي بالدولار وسعر الذهب اليومي العالمي بالدولار وللفترة من 2014/1/1 ولغاية 2016/1/1 ، وقد تم تحويل السلاسل الزمنية الثلاث الى سلاسل عوائد للحصول على الاستقرارية وتم اجراء بعض الاختبارات منها Ljung-Box ، JarqueBera ، Multivariate ARCH على سلاسل العوائد وسلاسل البواقي لكلا النموذجين مع المقارنة في التقدير والتنبؤ بين النموذجين على اساس المعيارين متوسط مطلق الخطأ ومتوسط مربعات الخطأ MAE و MSE على التوالي ومقارنة مدى ملائمة هذين النموذجين لطبيعة البيانات والقدرة على احتواء التقلبات وقد تبين من خلال البحث ان افضل نموذج كان هو النموذج CCC حيث كان يمتلك اقل مجموع مربعات للأخطاء من نموذج DCC.

المصطلحات الرئيسية للبحث : نماذج GARCH متعددة المتغيرات ، نموذج الارتباط الشرطي الحركي DCC ، نموذج الارتباط الشرطي الثابت CCC.



مجلة العلوم
الاقتصادية والإدارية
العدد 105 المجلد 24
الصفحات 514-537

*بحث مستل من أطروحة دكتوراه



1-1 المقدمة

ان السلاسل الزمنية المالية تعاني من عدم التجانس في التباين وكذلك ظاهرة التقلبات المتعددة وتكون في بعض الفترات اكثر تقلبا من فترات اخرى تبعا للمشاكل والأحداث غير المتوقعة، حيث تمكن رواد نماذج الانحدار الذاتي الشرطي غير متجانس التباين المعمم **Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity Models** والتي تكتب اختصارا **GARCH** من تقدير التقلب في السلاسل الزمنية وأثبتوا ان هناك امكانية لاحتواء التقلب المتعدد والتنبؤ بالتقلبات في المستقبل عن طريق هذه النماذج. تقتضي مواصفات نموذج متعدد المتغيرات بعدم ثبات التباين **Multivariate GARCH** والذي يرمز له بالرمز **MGARCH** اولا ان تكون له مرونة كافية في حالة تذبذب التباين والتباين المشترك الشرطي، وثانيا ان تكون عدد المعالم في هذا النموذج الذي يزداد سريعا وفقا الى بعد النموذج (عدد المتغيرات) لها صفة اقل عدد ممكن من المعالم وذلك لتبسيط تقدير النموذج وكذلك للحصول على تفسيرات سهلة لمعالم النموذج وتسمى هذه الخاصية بـ **Parsimony** (اي تقليل عدد المعالم)، حيث ان التذبذبات المعقولة في مصفوفة التباين المشترك لا يمكن احتواؤها بشكل كامل، ومن المهم الحصول على توازن بين عدد المعالم القليلة والمرونة عند تصميم مواصفات نموذج **MGARCH**، وثالثا ان تكون هناك ميزة اخرى لنماذج **MGARCH** متعددة المتغيرات يجب تحقيقها وهي ان تكون مصفوفة التباين المشترك معرفة موجبة. ان نماذج الارتباط الشرطي الحركي **DCC** والارتباط الشرطي الثابت نموذج **CCC** تمثل تراكيب غير الخطية لنماذج **GARCH** احادي المتغير

2-1 هدف البحث

دراسة نماذج السلاسل الزمنية متعددة المتغيرات بعدم ثبات التباين المعمم اي نماذج **MGARCH** باستخدام نموذج **DCC** ونموذج **CCC** وهي تمثل التراكيب غير الخطية لنماذج **GARCH** احادي المتغير، والمقارنة بين النموذجين مع التنبؤ من ثم تطبيق النموذجين باستخدام ثلاث سلاسل زمنية مالية والتي تتمثل بسلسلة سعر صرف الدينار العراقي اليومي بالدولار وسعر النفط العالمي اليومي بالدولار وسعر الذهب العالمي بالدولار.

3-1 مشكلة البحث

وجود مجموعة متغيرات والتي تمثل سعر صرف الدينار العراقي اليومي بالدولار وسعر النفط العالمي اليومي بالدولار وسعر الذهب العالمي اليومي بالدولار والتي تعاني من مشكلة عدم ثبات التباين ولغرض دراسة هذه المتغيرات مجتمعة مع بعضها استوجب استخدامنا لأسلوب **MGARCH** باستخدام نموذجي **DCC**، ونموذج **CCC** والتي تمثل التراكيب غير الخطية لنماذج **GARCH** احادي المتغير مع المقارنة بين النموذجين.

4-1 الاستعراض المرجعي

اقترح كل من الباحثين **YiuKuen TSE Albert K.C.TSUI** في عام 2002 نموذج **MGARCH** متعدد متغيرات مع ارتباطات مختلفة بالزمن من خلال بحثهما " **A Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity Model With Time Varying Correlation**" تبني فيه الباحثان تمثيل متجه **Vec** (**Vector GARCH**) حيث استندا فيه على التباينات الشرطية والارتباطات الشرطية حيث ان كل حد تباين شرطي يفترض انه يتبع صيغة **GARCH** احادي المتغير، اما مصفوفة الارتباط الشرطي فانها تتبع انحدار ذاتي متوسطات متحركة من النوع التناظري، كما سجل الباحثان بعض نتائج مونت كارلو على توزيعات عينة محدودة وكذلك على تقديرات الامكان الاعظم لنموذج **MGARCH** متعدد متغيرات بارتباطات مختلفة، وتمت مقارنة النموذج الجديد مع نموذج الذي يرمز بالرمز **(BEKK)** نسبة الى أسماء العلماء الذين أوجدوه (**Baba, Engle, Kraft, Kroner**) نموذج **CC-GARCH** نموذج الارتباط الثابت (**Constant Correlation**) فكانت المقارنة ملائمة مع نموذج **(BEKK)** وغير ملائمة مع نموذج **CC-GARCH** [4].



وفي العام نفسه قدم الباحثون Christian Francq , Lajos Horvath, Jean – Michel Zakoian بحثاً بعنوان " Variance Targeting Estimation of Multivariate GARCH Modes"، حيث تم ايجاد مقدر استهداف التباين الذي يرمز له (VTE) لمعالم عمليات الارتباط الشرطي الثابت CCC-GARCH (p,q) متعددة المتغيرات، واثبتوا انه مقدر متنسق قوي وذو تقارب طبيعي كفو والذي يرمز له (CAN)، ان هذه الطريقة تخفف الصعوبات العددية التي تحدث من خلال تعظيم دالة الامكان ظاهرياً باستخدام مقدر التباين غير الشرطي وهو مقدر متنسق وذلك باستخدام تقنية تمهيد البواقي وكذلك تم استخدام مقدر استهداف التباين في اختبار مدى ملائمة النموذج، وتم بناء إحصاء الاختبار حيث استقت خصائصها التقاربية تحت افتراض العدم بان النموذج المحدد جيد [3].

كما قدم كل من Sebastien and Jeroen V.K. Rombouts Lucbauwens في عام 2006 بحثاً بعنوان "Multivariate GARCH Models : A Survey" ان الهدف الرئيس من البحث هو استعراض نماذج MGARCH، وقد توصل الباحثون ان نماذج الارتباط الشرطي الحركي DCC لها ثبات مختلفين التباينات والارتباطات ولكن مع فرض ثبات محدد ومعروف في النهاية، وهي امتداد لنموذج الارتباط الشرطي الثابت CCC والذي يكون سهل التقدير كما استنتج الباحثون ان الحصول على نماذج مرنة وقليلة المعالم سوف يكون بواسطة فرض القيود [1].

وفي عام 2009 قدم الباحثان Hafner and Franses بحثاً بعنوان "AGeneralized Dynamic Conditional Correlation Model : Simulation and Application to many Assets"، حيث وضع الباحثان التعميم لنموذج الارتباط الشرطي الحركي DCC – (2002) Engle واقترحا طريقتين للتقدير، واحدة مستندة على تعظيم الامكان التام والاخرى على تقديرات الارتباط الفردي وتم الاستنتاج بان نموذج الارتباط الشرطي الحركي المعمم GDCC يحسن نموذج DCC وكذلك نموذج الارتباط الشرطي الثابت CCC – (1990) Bollerslev [9].

في عام 2012 قدم الباحث Mustafa Murat Kubilay اطروحة ماجستير الى مدرسة المتخرجين للرياضيات التطبيقية في الجامعة التقنية في الشرق الاوسط بحثاً بعنوان "The Volatility Spillover Among Country's Foreign exchange , Bond and Stock Markets A Multivariate GARCH analysis" بهدف اختبار امتداد التقلب بين اسواق الاوراق المالية واسواق السند والتبادل للعملة الاجنبية وانتقال التقلب من اسواق البضاعة والاوراق المالية والسند الى الاسواق المالية المحلية وتم تطبيق نموذج BEKK وتضمنت عينة البحث كلا من الاقتصادات المتطورة والناشئة واستنتج الباحث ان تكامل التقلب للأسواق المالية للاقتصادات الناشئة هو اقوى مقارنة الى تكامل الاقتصادات المتطورة [6].

كما قدم الباحث Marek Klaus BC في عام 2012 اطروحة ماجستير الى جامعة Charles في براغ، بحثاً بعنوان " Multivariate Dependence Modeling using Copulas " حيث اقترح الباحث نموذج Copula- based – DCC- GARCH لكي يقدر بشكل منفصل وفي ان واحد كل من الارتباط الشرطي بواسطة نموذج MGARCH والاعتمادية بواسطة نموذج Copulas، النموذج تم تقديره بواسطة تقدير الامكان الاعظم متعدد المراحل، وتمت مقارنة اداء نموذج الارتباط الشرطي الحركي-DCC MGARCH ونموذج Copula-MGARCH تبين ان اداء نماذج Copula مع توزيع Gaussian او Gumbel Copula كلاهما ينتج معيار معلومات افضل من نموذج DCC وان النموذج مع Copula – based MGARCH DCC مع اخطاء معتمدة غير مرتبطة تعمل خارج نطاق DCC-MGARCH وان النموذج مع Copula يوضح بناء الاعتمادية الكلية بين المتغيرات العشوائية في نمذجة متعدد المتغيرات [8].



وفي عام 2016 قدم الباحثان Matthias Raddant Friedrich Wagnest بحثاً بعنوان "Multivariate GARCH for a large number of stocks" حيث تمت مناقشة المشكلة الخاصة بتطبيقات نماذج GARCH متعددة المتغيرات مع العدد الكبير من اسواق رأس المال والتي يتم حلها بواسطة تقييد مصفوفة التباين المشترك الشرطية والتي تتكون من مركبة لوصف السوق والمركبة الثانية لحساب المساهمة المتبقية للتقلب ، وتمت مقارنة النموذج مع نتائج لنماذج GARCH لعوائد يومية من سوق المسمى S&P500 واتضح ان مواصفات مصفوفة التباين المشترك تشبه مواصفات نموذج الارتباط الشرطي الحركي DCC ولكن بعدد اقل من المعامل^[9].

2- الجانب النظري

1-2 نماذج GARCH متعددة المتغيرات Multivariate GARCH Models

تعرف نماذج GARCH متعددة المتغيرات كما في الحالة المفردة بواسطة العزم الشرطي الاول والثاني ، ان العملية (ϵ_t) من نوع GARCH ذات القيم الحقيقية بالبعد M ، \mathbb{R}^m ، وهي

$$\epsilon_t = (\epsilon_{1t}, \dots, \epsilon_{mt})' \quad t \in \mathbb{Z} \quad \text{يجب ان تتحقق لكل}$$

$$\begin{cases} E(\epsilon_t / \epsilon_u, u < t) = 0 \\ \text{var}(\epsilon_t / \epsilon_u, u < t) = E(\epsilon_t \epsilon_t' / \epsilon_u, u < t) = H_t \quad \dots \quad (1) \end{cases}$$

ولغرض التوسع الى حالة متعدد المتغيرات حسب مفهوم عملية GARCH التامة وذلك بالاستناد على المعادلة الاتية:^[2]

$$\epsilon_t = H_t^{1/2} \eta_t \quad \dots \quad (2)$$

حيث ان η_t هي متسلسلة لـ \mathbb{R}^m iid من المتغيرات بمتوسط صفر ومصفوفة تباين مشترك متماثلة (مصفوفة وحدة) ، المصفوفة $H_t^{1/2}$ متماثلة ومعرفة موجبة وكذلك يمكن ان تكون مثلثية مع عناصر قطرية موجبة . في حالة اختيار المصفوفة $H_t^{1/2}$ مثلثية سفلى فان اول مركبة لـ ϵ_t تعتمد فقط على اول مركبة لـ η_t وعند $m=2$ سيكون^[2]

$$\begin{cases} \epsilon_{1t} = h_{11,t}^{1/2} \eta_{1t} \\ \epsilon_{2t} = \frac{h_{12,t}}{h_{11,t}^{1/2}} \eta_{1t} + \left(\frac{h_{11,t} h_{22,t} - h_{12,t}^2}{h_{11,t}} \right)^{1/2} \eta_{2t} \quad \dots \quad (3) \end{cases}$$

حيث ان η_{it} و $h_{ij,t}$ هي العناصر الى الـ η_t و H_t على التوالي.

ان اختيار مواصفات H_t اكثر دقة عن الاطار العام لاحادي المتغير وذلك لان H_t يجب ان تكون غالباً مؤكدة تتصف بما يأتي^[2]:

اولاً متماثلة ومعرفة موجبة لجميع قيم t

ثانياً ان تكون مواصفاتها بسيطة وقابلة للدراسة الاحتمالية (وجود حلول مستقرة)، حيث تكون العمومية الكافية

ثالثاً ان تكون قليلة المعالم لإمكانية التقدير العملي والنموذج يجب ان يكون بسيط لكي يتم احتواء الحركات في مصفوفة التباين المشترك وايضا يكون مفيد عندما تكون له خاصية الاستقرار (الثبات) بالتجميع.

وإذا كانت ϵ_t تحقق المعادلة (2) فالعملية $\tilde{\epsilon}_t$ والمعرفة بواسطة $\tilde{\epsilon}_t = P \epsilon_t$ حيث P هي مصفوفة مربعة قابلة للانعكاس فان^[2] :

$$E(\tilde{\epsilon}_t / \tilde{\epsilon}_u, u < t) = 0, \quad \text{Var}(\tilde{\epsilon}_t / \tilde{\epsilon}_u, u < t) = \tilde{H}_t = P H_t P' \quad (4)$$



1-1-2 نماذج الارتباطات الشرطية الثابتة CONSTANT CONDITIONAL CORRELATIONS MODELS CCC في عملية GARCH متعدد المتغيرات المعادلة (2) ، فان المتغيرات $\epsilon_{t,t-i}$ تمثل القيم السابقة لحدود الخطأ ϵ_t وهي ضمن المتغير $h_{kk,t}$ وان [2]:

$$Eh_{kk,t} = E\epsilon_{kt}^2$$

$$\hat{\eta}_{kt} = h_{kk,t}^{-1/2} \epsilon_{kt}$$

ولكل قيم k فان السلسلة (iid) من المتغيرات بمتوسط صفر وتباين واحد والمتغيرات $\hat{\eta}_{kt}$ تكون مرتبطة وان [2]:

$$R = Var(\hat{\eta}_t) = (\rho_{kt})$$

حيث ان

$$\hat{\eta}_t = (\hat{\eta}_{1t}, \dots, \hat{\eta}_{mt})'$$

فالتباين الشرطي

$$\epsilon_t = \text{diag}(h_{11,t}^{1/2}, \dots, h_{mm,t}^{1/2}) \hat{\eta}_t$$

وتكون الصيغة السابقة بالشكل الاتي [3]:

$$H_t = \text{diag}(h_{11,t}^{1/2}, \dots, h_{mm,t}^{1/2}) R \text{diag}(h_{11,t}^{1/2}, \dots, h_{mm,t}^{1/2}) \dots (5)$$

وان الارتباطات الشرطية بين مركبات ϵ_t تكون ثابتة في الزمن [2]

$$\frac{h_{kl,t}}{h_{kk,t}^{1/2} h_{ll,t}^{1/2}} = \frac{E(\epsilon_{kt}\epsilon_{lt}/\epsilon_u, u < t)}{[E(\epsilon_{kt}^2/\epsilon_u, u < t)E(\epsilon_{lt}^2/\epsilon_u, u < t)]^{1/2}} = \rho_{kl}$$

حيث ان $-1 \leq \rho_{kl} \leq 1$, $\rho_{kk} = 1$

ان نماذج الارتباطات الشرطية الثابتة البسيطة (CCC) تعتمد على مواصفات GARCH احادي المتغير.

$$h_{kk,t} = \omega_k + \sum_{i=1}^q a_{k,i} \epsilon_{k,t-i}^2 + \sum_{j=1}^p b_{k,j} h_{kk,t-j}, k = 1 \dots m \dots (6)$$

حيث ان $\omega_k > 0$, $a_{k,i} \geq 0$, $b_{k,j} \geq 0$,

وان R متماثلة موجبة شبه معرفة (positive semi definite)، وان التباينات الشرطية محددة كما في النموذج القطري [2]

في الاطار العام لمتعدد المتغيرات ، يكون التوسع في مواصفات المعادلة (6) وذلك يجعل $h_{kk,t}$ تعتمد ليس فقط على القيم السابقة الخاصة بها ولكن ايضا تعتمد على القيم السابقة لجميع المتغيرات $\epsilon_{k,l}$. [2]

$$\underline{h}_t = \begin{pmatrix} h_{11,t} \\ \vdots \\ h_{mm,t} \end{pmatrix}, D_t = \begin{bmatrix} \sqrt{h_{11,t}} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \ddots & & \vdots \\ \vdots & & & \sqrt{h_{mm,t}} \\ 0 & \dots & & \end{bmatrix}, \epsilon = \begin{pmatrix} \epsilon_{1t}^2 \\ \vdots \\ \epsilon_{mt}^2 \end{pmatrix}$$



استخدام نماذج الـ GARCH متعددة المتغيرات من نوع DCC [الارتباط الشرطي الحركي] ومن نوع CCC [الارتباط الشرطي الثابت] للتنبؤ بسعر الصرف للدينار العراقي مقابل الدولار

عملية CCC- GARCH (p,q) (CCC-GARCH(p,q) process)

لتكن (η_t) سلسلة (iid) من المتغيرات وبتوزيع η فالعملية ϵ_t تسمى CCC- GARCH اذا تحقق ماياتي:

$$\begin{cases} \epsilon_t = H_t^{1/2} \eta_t \\ H_t = D_t R D_t \\ \hat{h}_t = \underline{\omega} + \sum_{i=1}^q A_i \epsilon_{t-i} + \sum_{j=1}^p B_j \hat{h}_{t-j} \end{cases} \dots (7)$$

حيث ان R هي مصفوفة ارتباط ، $\underline{\omega}$ هي متجه $m \times 1$ بمعاملات موجبة ، A و B مصفوفتان $m \times m$ وبمعاملات غير سالبة (Nonnegative) [3]

$$\epsilon_t = D_t \hat{\eta}_t$$

حيث ان $\hat{\eta}_t = R^{1/2} \eta_t$ متجه مركزي لمصفوفة التباين المشترك R والتباين الشرطي $h_{kk,t}$ يعتمد على القيم السابقة لكل مركبات ϵ_t حيث تأخذ الصيغة الآتية :

$$\epsilon_{kt} = h_{kk,t}^{1/2} \hat{\eta}_{kt}$$

وبشكل عام ، ان التباين المشترك الشرطي هو دالة غير خطية لمركبات ϵ_{t-i} والقيم السابقة لمركبات H_t ، نموذج CCC محدد بقيدتين الاول هو غير ثابت بالتجميع والثاني الطبيعة الاعتبائية لافتراض الارتباطات الشرطية الثابتة [2].

2-1-2 نماذج الارتباطات الشرطية الحركية Dynamic Conditional Correlation Models

ان نماذج الارتباطات الشرطية الحركية التي يرمز لها DCC هي امتداد لـ $CCC- GARCH$ والمصفوفة R في المعادلة (7) ستستبدل بالمصفوفة R_t وهي قابلة للقياس نسبة الى القيم السابقة للمتغيرات ($\epsilon_u, u < 1$) ، ولاسباب متعلقة بتقليل عدد المعامل ، يكون اختيار المصفوفتين A و B قطريتين في المعادلة (7) المقابلة الى نماذج $GARCH$ احادي المتغير لكل مركبة كما في المعادلة (6) ، ان نماذج DCC المختلفة يتم الحصول عليها من مواصفات R_t والصيغة المبسطة لها هي [11]:

$$R_t = \theta_1 R + \theta_2 \Psi_{t-1} + \theta_3 R_{t-1} \dots (8)$$

حيث ان R تمثل مصفوفة الارتباط الثابت R_t تمثل مصفوفة الارتباط المختلف زمنيا ، θ_2 تمثل α ، θ_3 تمثل β ، وهناك طريقة اخرى في تحديد الحركات لـ R_t وحسب الصيغة الآتية [11]:

$$R_t = (diag Q_t)^{-1/2} Q_t (diag Q_t)^{-1/2}$$

حيث ان $diag Q_t$ هي مصفوفة قطرية بعناصر قطرية Q_t وان Q_t هي سلسلة من مصفوفات التباين المشترك وهي قابلة للقياس نسبة الى $(\epsilon_u, u < t)$. [11]

$$Q_t = \theta_1 Q + \theta_2 \epsilon_{t-1} \epsilon'_{t-1} + \theta_3 Q_{t-1} \dots (9)$$



حيث ان Q مصفوفة التباين المشترك، وهذه الصيغة شبيهة بنموذج $GARCH(1,1)$. وان كل من المعادلتين (9) و (8) تسمح باختبار افتراض ان مصفوفة التباين المشترك الشرطي ثابتة وباعتبار القيود $\theta_2 = \theta_3 = 0$ ، ومن الملاحظ ان نفس المعاملات لـ θ_2, θ_3 تظهر في الارتباطات الشرطية المختلفة والتي لها حركات متشابهة، حيث ان المصفوفتين R, Q هي غالباً ماتكون مقدره وتستبدل بمصفوفات الارتباط التجريبي (Empirical Correlation And Covariance Matrices) ومصفوفات التباين المشترك التجريبي على التوالي، ومن ذلك فان نموذج DCC المعادلتين (8)، (9) يكون اكثر بمعلمتين من نموذج CCC.^[2]

2-2-2 التقدير Estimation

1-2-2 دالة الامكان Like lihood Function

نفرض ان موجه العملية التصادفية $\{y_t\}_{t=1, \dots, T}$ هو عدد حقيقي من عملية توليد البيانات (DGP) data generating process والذي موجه وسطه الحسابي ومصفوفة تباينه الشرطي والتوزيع الشرطي هي $\mu_t(\theta_o)$ ، $H_t(\theta_o)$ ، $P(y_t/\zeta_o, I_{t-1})$ على التوالي حيث ان $\zeta_o = (\theta_o, \eta_o)$ هو موجه معلمة ذو بعد r وان η_o هو موجه معالم توزيع الاخطاء لـ z_t ، ولغرض اجراء التقدير، سيتم فرض صيغ للوسط الحسابي $\mu_t(\theta_o)$ والتباين $H_t(\theta_o)$ للنموذج المراد تقديره.^[1]

ان هذا الاجراء يستخدم في تقدير θ_o ، ويتضمن تعظيم دالة الامكان مبني على الافتراض الاضافي المساعد لتوزيع (iid) الاخطاء القياسية (z_t) ، دالة الامكان في حالة (iid) ستبدو كدالة امكان ظاهريا^[1]. Quasi – Likelihood Function

سوف يتم افتراض اضافي على عملية الاخطاء باختيار دالة كثافة يرمز لها $g(z_t(\theta)/\eta)$ ، حيث ان η هو موجه لمعالم ضوضاء (Nuisance)، لذلك فان تعظيم دالة لوغاريتم الامكان للعينة $L_T(\theta, \eta)$ لـ T من المشاهدات (مشروط من بداية بعض قيم μ_o, H_o) بالنسبة الى موجه المعالم $\zeta = (\theta, \eta)$ ، حيث ان الاعتمادية بالنسبة الى θ تكون من خلال H_t و μ_t ، وان المحددة $|H_t|^{-1/2}$ هي عبارة عن المصفوفة المرافقة والتي تنشأ من التحويل من الاخطاء الى المشاهدات، وانه مالم تكون $g(\cdot)$ من نوع توزيعات بيضاوية الشكل (Elliptical)، اي انها دالة الى $z_t' z_t$ ، فان مقدر ML يعتمد على الاختبار لتحليل المصفوفة $H_t^{1/2}$ وذلك لان^[1]

$$L_T(\zeta) = \sum_{t=1}^T \log f(y_t | \zeta, I_{t-1}) \quad \dots (10)$$

$$f(y_t | \zeta, I_{t-1}) = |H_t|^{-1/2} g\left(H_t^{-1/2}(y_t - \mu_t) | \eta\right) \dots (11)$$

$$z_t' z_t = (y_t - \mu_t)' H_t^{-1} (y_t - \mu_t)$$

معظم التوزيعات المطبقة في البحوث هو توزيع متعدد المتغيرات الطبيعي محدد بواسطة اول عزمين (لذلك $\zeta = \theta$ حيث ان η خالية)، في هذه الحالة، فان لوغاريتم الامكان للعينة يصل الى الثبات (Up to Constant)^[1]

$$L_T(\theta) = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \log |H_t| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (y_t - \mu_t)' H_t^{-1} (y_t - \mu_t) \quad \dots (12)$$



ان فروض التوزيع الطبيعي للأخطاء غير متوفرة في معظم التطبيقات المتعلقة بالبيانات اليومية او الاسبوعية بشكل خاص ، حيث ان التفلطح (Kurtosis) لأغلب عوائد الاصول المالية هو اكبر من 3 وهذا يعني وجود عدة قيم متطرفة والتي تعني عدم وجود توزيع طبيعي ، اي ان التوزيع غير الشرطي لهذه الاصول غالباً له ذيول اكثر سمكا ، وان حركات التباين الشرطي تكون غير كافية لتمثيل تماماً التفلطح الغير شرطي للبيانات ، وان المقدر المتسق Consistent - θ_0 والذي تم الحصول عليه بواسطة تعظيم المعادلة (12) بالنسبة الى θ ويدعى هذا المقدر بدالة امكان ظاهرية طبيعية (Gaussian) quasi-maximum Likelihood (QML) او مقدر الامكان الاعظم الزائف Pseudo-maximum Likelihood estimator (PML) وهو متسق بشرط ان الوسط الحسابي الشرطي والتباين الشرطي محددة [1]

ان البديل الطبيعي لدالة الكثافة الطبيعية لمتعدد المتغيرات (Multivariate Gaussian density) هي دالة كثافة Student-t ، (Fiorentini et al (2003) ، Harvey et al (1992) ، الاخير له اضافة من المعالم الثابتة من درجات الحرية ويرمز لها بالرمز ν ، وعندما هذه المعلمة تتجه الى ما لانهاية فان كثافة توزيع t تتجه الى كثافة التوزيع الطبيعي ، وعندما تتجه الى الصفر ، فان ذيول دالة الكثافة تصبح (اكثر سمكا) ، قيمة المعلمة تؤثر او تدل على الرتبة لوجود العزوم مثال على ذلك ($if \nu = 2$) فان عزوم الرتبة الثانية غير موجودة ولكن عزوم الرتبة الاولى موجودة ، لهذا السبب من الملائم (على الرغم انه غير ضروري) ان نغرض ان $\nu > 2$ ، لذلك فان المصفوفة H_t هي قابلة للتفسير كمصفوفة تباين مشترك شرطي ، تحت هذا الافتراض ، فان كثافة توزيع t ستعرف كالآتي [12]

$$g(z_t/\theta, \nu) = \frac{\Gamma\left(\frac{\nu+N}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{\nu}{2}\right) [\Pi(\nu-2)]^{\frac{N}{2}}} \left[1 + \frac{z_t' z_t}{\nu-2}\right]^{-\frac{\nu+N}{2}} \dots (13)$$

حيث ان $\Gamma(\cdot)$ هي دالة Gamma ، وفي هذه الحالة فان $\eta = \nu$ ، حيث ان η هو متجه لمعالم ضوضاء (nuisance) ، دالة الكثافة لـ y_t يتم الحصول عليها بسهولة بتطبيق المعادلة (13) . [12]

احصاء بورتمنتو Portmanteau Statistics

ان التشخيصات المستخدمة بشكل واسع في الكشف عن تأثيرات ARCH هي اختبارات Box-Pierce/Ljung-Box ، Hosking(1980) ، متعدد المتغيرات ، لاحصاء اختبار Ljung-Box والتي تكون بالشكل الاتي [1]:

$$HM(M) = T^2 \sum_{j=1}^m (T-j)^{-1} tr\{C_{y_t}^{-1}(0) C_{y_t}(j) C_{y_t}^{-1}(0) C_{y_t}'(j)\} \dots (14)$$

حيث m تمثل عدد الازاحات ، $y_t = vech(y_t y_t')$

حيث ان $vech(\cdot)$ هي العملية التي ترتب الأعمدة للمثلث السفلي للمصفوفة المربعة وتحولها الى متجه اي اذا كانت $A = (a_{ij})$ فان [1]:

$$vech(A) = (a_{11}, a_{21}, \dots, a_{m1}, a_{22}, \dots, a_{m2}, \dots, a_{mn})$$

وتحت افتراض فرضية العدم بعدم وجود j هي مصفوفة التباين المشترك الذاتي للعينة ذي رتبة $C_{y_t}(j)$ $\chi^2(k^2 m)$ تتوزع بتوزيع مقارب لـ $HM(M)$ ، فان تأثيرات ARCH [1]

H_0 : There isn't Autocorrelation between residuals

H_1 : There is an Autocorrelation between residuals

ان رفض فرضية العدم يشير الى وجود ارتباط ذاتي في البواقي اي ان البواقي غير عشوائية.

وقد عمم هذه الاحصاءة كل من، Lalancette (2003) Duchesne باستخدام التمثيل الطيفي وقد تم الحصول على قوة تقارب عالية باستخدام نواة مختلفة بدلا من اقتطاع نواة منتظمة في $HM(M)$ هذا الاختبار يستخدم في الكشف عن سوء التقدير في مصفوفة التباين الشرطي H_t ، وعند استبدال y_t بواسطة



التوزيع غير معلوما. حيث ان $\hat{\epsilon}_t$ قد تم تقديرها ، نتائج محاكاة سجلت من قبل (Tse ، Tsui (1999) ، وقد قدمنا تشخيص واضح في عدة مواضع. لقد اقترح كل من (Ling , Li(1994) احصاءة Portmanteau بديلة لعدم تجانس التباين الشرطي متعدد المتغيرات ، وعرفا ازاحة العينات -h التي (حولت) الارتباط الذاتي للبواقي والتي تأخذ الصيغة الاتية [1]:

$$\bar{R}_{(h)} = \frac{\sum_{t=h+1}^r (\hat{\eta}'_t \bar{H}_t^{-1} \hat{\eta}_t - m) (\hat{\eta}'_{t-h} \bar{H}_{t-h}^{-1} \hat{\eta}_{t-h} - m)}{\sum_{h+1}^r (\hat{\eta}'_t \bar{H}_t^{-1} \hat{\eta}_t - m)^2} \quad \dots (15)$$

ان احصاءة الاختبار تأخذ الصيغة الاتية $LL(M) = T \sum_{h=1}^m \bar{R}^2(h)$ وتوزيعها مقارب الى $\chi^2_{(m)}$ وتحت افتراض عدم وجود تجانس تباين شرطي .

من نتائج التقارب نستنتج ان التوزيع الطبيعي غير مفترض في عملية الاخطاء ، ان هذه الاحصاءة حسنة وذلك حسب اختيار التوزيع ، (Tse(1999) ، Tsui ، وقد بين الباحثان ان هناك خسارة في المعلومات في تحويل $\hat{\eta}'_t \bar{H}_t^{-1} \hat{\eta}_t$ للبواقي وبالتالي سيقل ذلك من قوة الاختبار ، بالاضافة الى ذلك Duchesne و (2003) Lalancette ناقشا فيما اذا كان اختيار m غير مناسب فان نتيجة الاختبار ربما تكون غير فعالة . لهذه الاسباب اقترح الباحثان صيغة اكثر قوة لاختبار $LL(M)$ مستندة على الكثافة الطيفية للعملية التصادفية $\{\eta'_t H_t^{-1} \eta_t, t \in Z\}$ وهي (iid) تحت افتراض عدم التجانس وبما ان الاختبار مستند على مقدر كثافة الطيف ، فان اختبار البيانات المعتمدة لـ m يكون موجود [1].

اختبار Engel – Granger للتكامل المشترك

يشير (Engel – Granger(1998 الى امكانية توليد نموذج خطي يتصف بالاستقرار به من سلاسل زمنية غير المستقرة عن طريق تقدير معادلة الانحدار بطريقة المربعات الصغرى تكون فيه عوائد سعر الصرف المتغير المعتمد وعوائد سعر الذهب وعوائد سعر النفط هي المتغيرات التوضيحية [3]،

$$Y_t = a_1 Y_{t-1} + \dots + a_p Y_{t-p} + \epsilon_t$$

وباختبار البواقي لمعادلة الانحدار فاذا كانت مستقرة دل هذا على وجود تكامل مشترك بين المتغيرات واذا كانت غير مستقرة دل هذا على عدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات [3]

Null is no cointegration (residual has unit root)

3-2 التنبؤ

ان نمذجة التنبؤ لتقلب اسعار الصرف واسعار الموارد الاقتصادية بصورة عامة له اهمية كبيرة في الاقتصاد وفي التخطيط وصنع القرار، حيث يعد التنبؤ أحد اهداف السلسلة الزمنية وهو يمثل المرحلة الاخيرة من مراحل تحليل السلسلة الزمنية، وفيما يأتي الصيغة العامة لحساب التنبؤ لنماذج GARCH(p,q) [6]

The L step forecast

$$\sigma_t^2(l) = E[\epsilon_{t+l}^2 / \epsilon_t] = \omega + \sum_{i=1}^m (\alpha_i + \beta_i) E(\epsilon_{t+l-i}^2 / \epsilon_t) - \sum_{i=1}^p \beta_i (f_{t+l-i} / \epsilon_t)$$



استخدام نماذج الـ GARCH متعددة المتغيرات من نوع DCC [الارتباط الشرطي الحركي] ومن نوع CCC [الارتباط الشرطي الثابت] للتنبؤ بسعر الصرف للدينار العراقي مقابل الدولار

حيث ان $E(\epsilon_{t+l-i}^2 | \epsilon_t)$ لكل $i < l$ تكون بالشكل الاتي :

$$\begin{cases} E(f_{t+l-i}/\epsilon_t) = 0 & \text{for } i < l \\ E(f_{t+l-i}/\epsilon_t) = f_{t+l-i} & \text{for } i \geq l \end{cases}$$

حيث ان P : تمثل درجة النموذج

i : تمثل التذييل

σ^2 : تمثل التوقع الشرطي

الجانب العملي

تم جمع بيانات حول سعر صرف الدينار العراقي اليومي مقابل الدولار الامريكي وسعر الذهب العالمي اليومي وسعر النفط العالمي اليومي بالدولار الامريكي والفترة من 2014/1/1 الى 2015/12/31 وتمثل 522 مشاهدة تم جمعها من مواقع على الانترنت والبنك المركزي العراقي وهي :

1. اسعار الصرف اليومية للدينار العراقي مقابل الدولار: البنك المركزي العراقي / المديرية العامة للاحصاء والبحوث
2. الاسعار العالمية اليومية للذهب

www.Kitco.com/script/hist_charts/yearly_graphs.plx

www.opec.org

3. الاسعار العالمية اليومية للنفط

ونظرا لما تتصف به البيانات المالية من عدم استقرارية فقد تم تحويلها الى سلاسل العوائد للحصول على سلاسل مستقرة، ويعتبر هذا الاجراء هو الاجراء المتبع للتعامل مع هكذا نوع من البيانات في جميع البحوث العالمية (2)، وتم احتساب سلسلة العوائد طبقا للمعادلة الاتية [5]

$$y_t = \ln(p_t) - \ln(p_{t-1})$$

وقد تم استخدام البرنامج الاحصائي RATS Regressions Analysis of TimeSeries(EstimaUSA) في الجانب العملي وهو من البرامج الرائدة في الاقتصاد القياسي وتحليل السلاسل الزمنية

1- تم اجراء اختبار Engle-Granger للتكامل المشترك (Co-integration Test) للسلاسل الزمنية الثلاثة المتمثلة بسلسلة سعر الصرف للدينار العراقي مقابل الدولار الامريكي وسعر الذهب بالدولار الامريكي وسعر النفط بالدولار الامريكي وتنص فرضية العدم في هذا الاختبار بعدم وجود تكامل مشترك ، حيث تبين ان القيمة المطلقة لاحصائه الاختبار بلغت 25.0375 وهي اعلى من القيم الاحتمالية لكل مستويات المعنوية الاحصائية هذا يعني رفض فرضية العدم اي ان هناك تكامل مشترك بين سلاسل العوائد الثلاث كما في الجدول (1).

جدول (1) يبين اختبار التكامل المشترك لسلاسل العوائد الثلاث سعر الصرف وسعر النفط وسعر الذهب بالدولار الامريكي

Co - integration Test		
مع ثابت واتجاه	مع ثابت	الفرق الاول للبقاقي
Test Statistic -25.0375**	Test Statistic -24.9743**	
1%(**) -4.7032	1%(**) -4.3247	
5%(*) -4.1424	5%(*) -3.7589	
10% -3.8520	10% -3.4638	



استخدام نماذج الـ GARCH متعددة المتغيرات من نوع DCC [الارتباط الشرطي الحركي] ومن نوع CCC [الارتباط الشرطي الثابت] للتنبؤ بسعر الصرف للدينار العراقي مقابل الدولار

جدول (1-a) يبين اختبار جذر الوحدة لاستقرارية سلاسل العوائد باستخدام Dickey-Fuller Unit Root Test

الفرق الاول			المستوى			السلسلة الزمنية
بدون ثابت او اتجاه	مع ثابت واتجاه	مع ثابت	بدون ثابت او اتجاه	مع ثابت واتجاه	مع ثابت	
1%(**) - 2.5696	1%(**) - 3.9800	1%(**) - 3.4451	1%(**) - 2.5696	1%(**) - 3.9800	1%(**) - 3.4451	عوائد سعر الصرف
5%(*) - 1.9401	5%(*) - 3.4204	5%(*) - 2.8674	5%(*) - 1.9401	5%(*) - 3.4204	5%(*) - 2.8674	
10% - 1.6159	10% - 3.1326	10% - 2.5699	10% - 1.6159	10% - 3.1326	10% - 2.5699	
T-Statistic - 24.8408**	T-Statistic - 24.8829**	T-Statistic - 24.8525**	T-Statistic - 24.8408**	T-Statistic - 24.8829**	T-Statistic - 24.8525**	
1%(**) - 2.5696	1%(**) - 3.9800	1%(**) - 3.4451	1%(**) - 2.5696	1%(**) - 3.9800	1%(**) - 3.4451	عوائد سعر الذهب
5%(*) - 1.9401	5%(*) - 3.4204	5%(*) - 2.8674	5%(*) - 1.9401	5%(*) - 3.4204	5%(*) - 2.8674	
10% - 1.6159	10% - 3.1326	10% - 2.5699	10% - 1.6159	10% - 3.1326	10% - 2.5699	
T-Statistic - 21.9440**	T-Statistic - 21.9743**	T-Statistic - 21.9390**	T-Statistic - 21.9440**	T-Statistic - 21.9743**	T-Statistic - 21.9390**	
1%(**) - 2.5696	1%(**) - 3.9800	1%(**) - 3.4451	1%(**) - 2.56961	1%(**) - 3.98007	1%(**) - 3.44517	عوائد سعر النفط
5%(*) - 1.9401	5%(*) - 3.4204	5%(*) - 2.8674	5%(*) - 1.94007	5%(*) - 3.42045	5%(*) - 2.86741	
10% - 1.6159	10% - 3.1326	10% - 2.5699	10% - 1.61595	10% - 3.13259	10% - 2.56989	
T-Statistic - 17.0086**	T-Statistic - 14.7089**	T-Statistic - 14.6556**	T-Statistic - 9.23453**	T-Statistic - 9.59850**	T-Statistic - 9.52814**	

الجدول (1- a) يبين قيمة احصاءة الاختبار وتكون اعلى من القيم الاحتمالية لكل مستويات المعنوية الاحصائية عند المستوى وهذا يعني رفض فرضية العدم بوجود جذر وحدة اي ان سلاسل العوائد الزمنية الثلاث مستقرة



استخدام نماذج الـ GARCH متعددة المتغيرات من نوع DCC [الارتباط الشرطي الحركي] ومن نوع CCC [الارتباط الشرطي الثابت] للتنبؤ بسعر الصرف للدينار العراقي مقابل الدولار

جدول (1 - b) اختبار جذر الوحدة لاستقرارية السلاسل الاصلية باستخدام Dickey-Fuller Unit Root Test

الفرق الاول			المستوى			السلسلة الزمنية
بدون ثابت او اتجاه	مع ثابت واتجاه	مع ثابت	بدون ثابت او اتجاه	مع ثابت واتجاه	مع ثابت	
Sig Level Crit Value	Sig Level Crit Value	Sig Level Crit Value	Sig Level Crit Value	Sig Level Crit Value	Sig Level Crit Value	سعر الصرف
1%(**)	1%(**)	1%(**)	1%(**)	1%(**)	1%(**)	-
2.56959	3.97998	3.44510	2.56959	3.97994	3.44508	-
5%(*)	5%(*)	5%(*)	5%(*)	5%(*)	5%(*)	-
1.94006	3.42040	2.86738	1.94006	3.42039	2.86737	-
10%	10%	10%	10%	10%	10%	-
1.61595	3.13256	2.56987	1.61595	3.13255	2.56987	-
T-Statistic	T-Statistic	T-Statistic	T-Statistic	T-Statistic	T-Statistic	-
0.90390	1.94219	0.84905	0.90390	2.20435	1.09990	-
Sig Level Crit Value	Sig Level Crit Value	Sig Level Crit Value	Sig Level Crit Value	Sig Level Crit Value	Sig Level Crit Value	سعر الذهب
1%(**)	1%(**)	1%(**)	1%(**)	1%(**)	1%(**)	-
2.56958	3.97994	3.97998	2.56958	3.97994	3.44508	-
5%(*)	5%(*)	5%(*)	5%(*)	5%(*)	5%(*)	-
1.94006	3.42039	3.42040	1.94006	3.42039	2.86737	-
10%	10%	10%	10%	10%	10%	-
1.61595	3.13255	3.13256	1.61595	3.13255	2.56987	-
T-Statistic	T-Statistic	T-Statistic	T-Statistic	T-Statistic	T-Statistic	-
0.64842	3.88061*	1.52800	0.64842	3.88061*	0.92856	-
Sig Level Crit Value	Sig Level Crit Value	Sig Level Crit Value	Sig Level Crit Value	Sig Level Crit Value	Sig Level Crit Value	سعر النفط
1%(**)	1%(**)	1%(**)	1%(**)	1%(**)	1%(**)	-
2.56959	3.97998	3.44510	2.56961	3.97998	3.44517	-
5%(*)	5%(*)	5%(*)	5%(*)	5%(*)	5%(*)	-
1.94006	3.42040	2.86738	1.94007	3.42040	2.86741	-
10%	10%	10%	10%	10%	10%	-
1.61595	3.13256	2.56987	1.61595	3.13256	2.56989	-
T-Statistic	T-Statistic	T-Statistic	T-Statistic	T-Statistic	T-Statistic	-
2.60552**	1.52800	0.15905	2.32248*	1.52800	0.05881	-

الجدول (1 - b) يبين ان قيمة احصاء الاختبار هي اقل من القيم الاحتمالية عدا سلسلة سعر الذهب عند المستوى وعند اخذ الفرق الأول (مع ثابت واتجاه) وسلسلة سعر النفط في المستوى والفرق الأول (بدون ثابت واتجاه) لمستويات المعنوية الإحصائية هذا يعني عدم رفض فرضية العدم بوجود جذر وحدة اي ان سلاسل الزمنية الثلاث غير مستقرة عدا هاتين الحالتين



استخدام نماذج الـ GARCH متعددة المتغيرات من نوع DCC [الارتباط الشرطي الحركي] ومن نوع CCC [الارتباط الشرطي الثابت] للتنبؤ بسعر الصرف للدينار العراقي مقابل الدولار

2- تم إيجاد الإحصاءات الوصفية لسلاسل العوائد الثلاث فكانت كما في الجدول (2) جدول رقم (2) يبين الإحصاءات الوصفية لسلاسل العوائد الثلاث سعر الصرف وسعر النفط وسعر الذهب بالدولار الأمريكي

Return Series	Sample Mean	Var.	Skewness	Kurtosis
Exchange rats	-0.000156	0.000019	0.336515	6.703682
Gold	-0.000230	0.000070	-0.165097	1.113908
Oil	-0.002373	0.000278	0.524963	3.363977
Return Series	Jarque-Bera	Sign. Level (JB=0)	Standard Error	SE of Sample Mean
Exchange rats	987.282936	0.000000	0.004312	0.000189
Gold	29.358575	0.000000	0.008376	0.000367
Oil	270.106492	0.000000	0.016670	0.000730
Return Series	Min Value	Max Value		
Exchange rats	- 0.0223764947	0.0262792516		
Gold	- 0.0319097332	0.0281010226		
Oil	-0.0578402630	0.0722739725		

3- تم إجراء اختبار Multivariate ARCH على سلاسل العوائد الثلاثة ويبين هذا الاختبار ان سلاسل العوائد الثلاثة في الجدول (3) تكون قيم الاحصاءه عند الإزاحة من 1-12 معنوية وبالتالي يتم رفض فرضية العدم والتي تنص على وجود تجانس في التباين وهذا يعني ان سلاسل العوائد الثلاث التي تمثل سعر الصرف والذهب والنفط بالدولار الأمريكي غير متجانسة في التباين كما في الجدول (3) ادناه.
جدول (3) يبين اختبار Multivariate ARCH على سلاسل العوائد الثلاث سعر الصرف للدينار العراقي مقابل الدولار الأمريكي وسعر الذهب بالدولار الأمريكي وسعر النفط بالدولار الأمريكي

Statistic	Degrees	Sign.	Lag
137.44	36	0.00000	1
137.44	36	0.00000	2
137.44	36	0.00000	3
137.12	36	0.00000	4
136.81	36	0.00000	5
136.60	36	0.00000	6
136.40	36	0.00000	7
136.09	36	0.00000	8
135.76	36	0.00000	9
135.33	36	0.00000	10
135.05	36	0.00000	11
134.93	36	0.00000	12



استخدام نماذج الـ GARCH متعددة المتغيرات من نوع DCC [الارتباط الشرطي الحركي] ومن نوع CCC [الارتباط الشرطي الثابت] للتنبؤ بسعر الصرف للدينار العراقي مقابل الدولار

4- تم اجراء اختبار Multivariate Q على البواقي لعوائد سعر الصرف والذهب والنفط بالدولار الأمريكي كما في المعادلة (14) في الجانب النظري وكما في الجدول (4) حيث يبين قيم الاحصاء في اختبار Multivariate Q ولازاحات مختلفة من 1-32 والتي تكون غير معنوية وبالتالي يتم قبول فرضية العدم بوجود تجانس في التباين وهذا يعني ان الاخطاء متجانسة في التباين كما في الجدول (4) ادناه. جدول (4) يبين اختبار Multivariate Q على البواقي لسلاسل عوائد سعر الصرف والذهب والنفط بالدولار الأمريكي.

Multivariate Q	Significance Level as Chi-Squared	Lag
4.55239	0.03287	1
5.28995	0.07101	2
5.37803	0.14612	3
5.40593	0.24812	4
7.47948	0.18735	5
8.06866	0.23312	6
8.48480	0.29179	7
10.41229	0.23727	8
13.32468	0.14846	9
17.10792	0.07201	10
17.17121	0.10291	11
17.18851	0.14264	12
26.55095	0.32582	24
35.66646	0.29994	32

5- تم اجراء اختبار Multivariate ARCH وذلك على سلاسل البواقي لنموذج DCC(2,2) وان الجدول (5) يمثل نتائج قيم الاحصاء في اختبار Multivariate ARCH على سلاسل البواقي وفيه تكون غير معنوية عند الازاحة من 1-12 وفيها يتم قبول فرضية العدم بوجود تجانس في التباين اي ان البواقي عشوائية..

جدول (5) يبين اختبار Multivariate ARCH على سلاسل البواقي لنموذج DCC(2,2)

Statistic	Degrees	Sign.	Lag
22.31	36	0.96398	1
22.31	36	0.96398	2
22.31	36	0.96398	3
22.43	36	0.96235	4
22.18	36	0.96561	5
22.19	36	0.96546	6
22.25	36	0.96468	7
22.42	36	0.96259	8
22.36	36	0.96327	9
22.31	36	0.96392	10
22.36	36	0.96337	11
22.38	36	0.96303	12



استخدام نماذج الـ GARCH متعددة المتغيرات من نوع DCC [الارتباط الشرطي الحركي] ومن نوع CCC [الارتباط الشرطي الثابت] للتنبؤ بسعر الصرف للدينار العراقي مقابل الدولار

6- تم اجراء اختبار Multivariate ARCH على سلاسل البواقي لنموذج CCC(2,2) والذي تم اختياره نتيجة لانه يحمل اقل مجموع مربعات للأخطاء وان الجدول (6) يمثل نتائج قيم الاحصاءة في اختبار Multivariate ARCH على سلاسل البواقي وفيه تكون غير معنوية عند الازاحة من 1-12 وفيها يتم قبول فرضية العدم بوجود تجانس في التباين اي ان البواقي عشوائية.

جدول (6) يبين اختبار Multivariate ARCH على سلاسل البواقي لنموذج CCC (2,2)

Statistic	Degrees	Sign.	Lag
21.94	36	0.96854	1
21.94	36	0.96854	2
21.94	36	0.96854	3
22.03	36	0.96742	4
21.78	36	0.97037	5
21.79	36	0.97027	6
21.85	36	0.96950	7
22.01	36	0.96768	8
21.98	36	0.96808	9
21.93	36	0.96862	10
21.99	36	0.96794	11
22.03	36	0.96749	12

7- اختبار LJUNG-BOX: تم اجراء اختبار Ljung-Box لسلاسل البواقي لنموذجي DCC(2,2) و CCC(2,2) وعند الازاحة 12 تكون قيم الاحصاءة غير معنوية وفيها يتم قبول فرضية العدم والتي تنص على عدم وجود ارتباط ذاتي في البواقي جدول (7) ،

جدول (7) يبين اختبار Ljung-Box لسلاسل البواقي لنموذجي DCC(2,2) و CCC(2,2)

Models	Series Residual	Q-Statistic	Sign.	Lags
DCC(2,2)	Exchange rats	13.491	0.334354	12
	Gold	16.764	0.158673	12
	Oil	39.490	0.000087	12
CCC(2,2)	Exchange rats	14.226	0.286541	12
	Gold	17.420	0.134467	12
	Oil	38.982	0.000106	12



استخدام نماذج الـ GARCH متعددة المتغيرات من نوع DCC [الارتباط الشرطي الحركي] ومن نوع CCC [الارتباط الشرطي الثابت] للتنبؤ بسعر الصرف للدينار العراقي مقابل الدولار

8- تم تطبيق اختبار Ljung-Box لسلاسل مربعات البواقي لنموذجي DCC(2,2) و CCC(2,2) والتي تكون فيه قيم الاحصاء غير معنوية وفيها يتم قبول فرضية العدم والتي تنص على عدم وجود ارتباط ذاتي في مربعات البواقي كما في الجدول (8) .

جدول (8) يبين اختبار Ljung-Box لسلاسل مربعات البواقي لنموذجي DCC(2,2) و CCC(2,2)

Models	Squared Series Residual	Q-Statistic	Sign. Level	Lags
DCC(2,2)	Exchange rats	2.640	0.997595	12
	Gold	9.174	0.688019	12
	Oil	9.107	0.693783	12
CCC(2,2)	Exchange rats	4.927	0.960365	12
	Gold	9.351	0.672709	12
	Oil	8.880	0.713182	12

جدول (9) يبين قيم المعيارين MSE و MAE لسلاسل البواقي لنموذجي DCC(2,2) و CCC(2,2)

Models	Series	MSE	MAE
DCC(2,2)	Exchange rats	.9973182010	.6883461859
	Gold	1.001521067	.7661308267
	Oil	.9564404919	.7287354381
CCC(2,2)	Exchange rats	.978997829	.6870264553
	Gold	.9977466296	.7625644780
	Oil	.9554153338	.7261402346

جدول (10) يبين قيم المعيارين MSE و MAE لسلاسل البواقي المتنبئ بها لنموذجي DCC(2,2) و CCC(2,2)

Models	Series	MSE	MAE
CCC(2,2)	Exchange rats	.538185305986	.342074697580
	Gold	1.226131623794	.844254892830
	Oil	1.003672708041	.765867088360
DCC(2,2)	Exchange rats	.511053521514	.333944751310
	Gold	1.226661148036	.848603036040
	Oil	1.013835856826	.775203147810

10- الجدول (9) يبين قيمة MAE ، MSE حيث ان له اقل قيمة عند نموذج CCC(2,2) في السلاسل الثلاث وهذا الذي يميز نموذج CCC(2,2) عن نموذج DCC(2,2). اما للسلاسل المتنبئ بها الجدول (10) فإن نموذج CCC(2,2) يزيد بفارق بسيط عن نموذج DCC(2,2) بالنسبة لسلسلة سعر الصرف



استخدام نماذج الـ GARCH متعددة المتغيرات من نوع DCC [الارتباط الشرطي الحركي] ومن نوع CCC [الارتباط الشرطي الثابت] للتنبؤ بسعر الصرف للدينار العراقي مقابل الدولار

جدول (11) يبين تقدير معالم نموذج CCC(2,2)

Variable	Coeff	.Std. Error	T-Stat	Sign.
1. Mean(EXCHANG RATS)	-0.000277151	0.000167952	-1.65018	0.09890574
2. Mean(GOLD)	-0.000239458	0.000347789	-0.68852	0.49112770
3. Mean(OIL)	-0.001045716	0.000497930	-2.10013	0.03571774
4. C(1)	0.000012505	0.000002412	5.18433	0.00000022
5. C(2)	0.000034509	0.000002157	16.00049	0.00000000
6. C(3)	0.000000264	0.000001279	0.20676	0.83619481
7. A{1}(1)	0.409437942	0.023571219	17.37025	0.00000000
8. A{1}(2)	0.030817777	0.016354304	1.88438	0.05951315
9. A{1}(3)	0.220284533	0.065141035	3.38166	0.00072050
10. A{2}(1)	0.352384909	0.029189404	12.07236	0.00000000
11. A{2}(2)	-0.009176535	0.014890322	-0.61628	0.53771298
12. A{2}(3)	-0.177791713	0.177742299	-1.00028	0.31717599
13. B{1}(1)	-0.595531244	0.073809869	-8.06845	0.00000000
14. B{1}(2)	1.464210944	0.017415130	84.07694	0.00000000
15. B{1}(3)	1.362795053	1.926778128	0.70729	0.47938494
16. B{2}(1)	0.302282509	0.022883405	13.20968	0.00000000
17. B{2}(2)	-0.975028610	0.019592319	-49.76586	0.00000000
18. B{2}(3)	-0.400871797	1.784251072	-0.22467	0.82223421
19. R(2,1)	0.021632184	0.042390478	0.51031	0.60983596
20. R(3,1)	-0.056427299	0.041684969	-1.35366	0.17584469
21. R(3,2)	-0.041310571	0.045009664	-0.91782	0.35871542

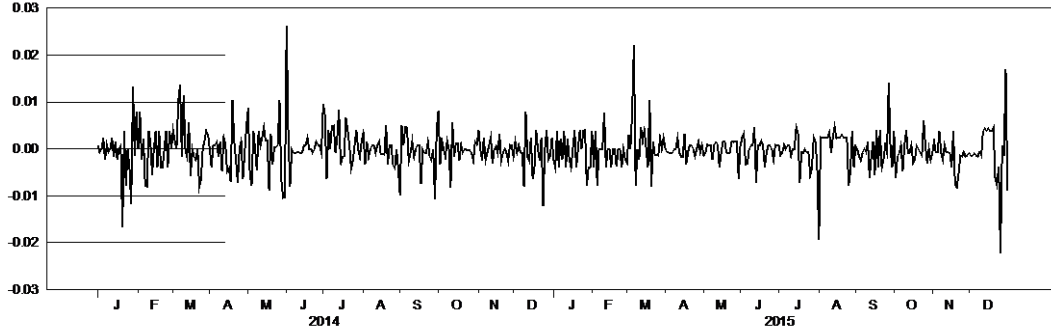
جدول (12) يبين تقدير معالم نموذج DCC(2,2)

Variable	Coeff.	Std. Error	T-Stat	Sign.
1. Mean(EXCHANG RATS)	-0.000188787	0.000160137	-1.17891	0.23843323
2. Mean(GOLD)	-0.000242015	0.000369621	-0.65476	0.51261950
3. Mean(OIL)	-0.001144215	0.000441134	-2.59380	0.00949211
4. C(1)	0.000005353	0.000001968	2.72058	0.00651671
5. C(2)	0.000034508	0.000002183	15.80675	0.00000000
6. C(3)	0.000000186	0.000000194	0.96004	0.33703573
7. A{1}(1)	0.444055827	0.085584156	5.18853	0.00000021
8. A{1}(2)	0.031317080	0.016393980	1.91028	0.05609726
9. A{1}(3)	0.215031018	0.061706842	3.48472	0.00049265
10. A{2}(1)	-0.016687377	0.119832390	-0.13926	0.88924787
11. A{2}(2)	-0.009185517	0.014682431	-0.62561	0.53156892
12. A{2}(3)	-0.183901138	0.060237799	-3.05292	0.00226627
13. B{1}(1)	0.125992204	0.249424611	0.50513	0.61346655
14. B{1}(2)	1.464358174	0.018235191	80.30397	0.00000000
15. B{1}(3)	1.459603272	0.189696469	7.69441	0.00000000
16. B{2}(1)	0.230217363	0.103614721	2.22186	0.02629279
17. B{2}(2)	-0.975759194	0.020577728	-47.41822	0.00000000
18. B{2}(3)	-0.487611861	0.175397478	-2.78004	0.00543523
19. DCC(A)	0.014442277	0.019583198	0.73748	0.46082863
20. DCC(B)	0.764884730	0.283872054	2.69447	0.00705007

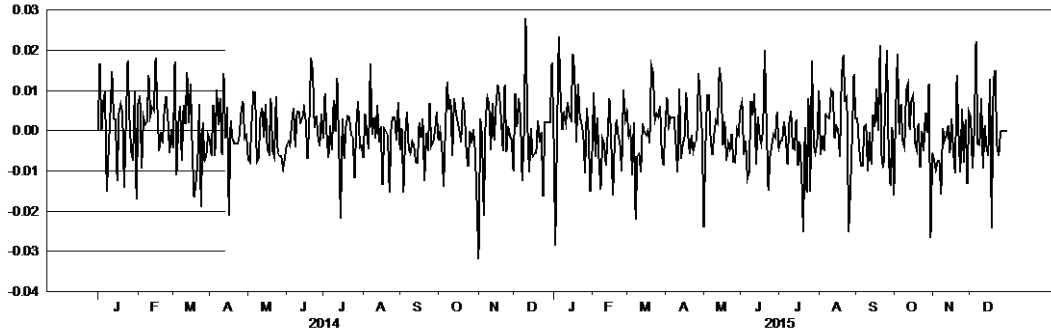


استخدام نماذج الـ GARCH متعددة المتغيرات من نوع DCC [الارتباط الشرطي الحركي] ومن نوع CCC [الارتباط الشرطي الثابت] للتنبؤ بسعر الصرف للدينار العراقي مقابل الدولار

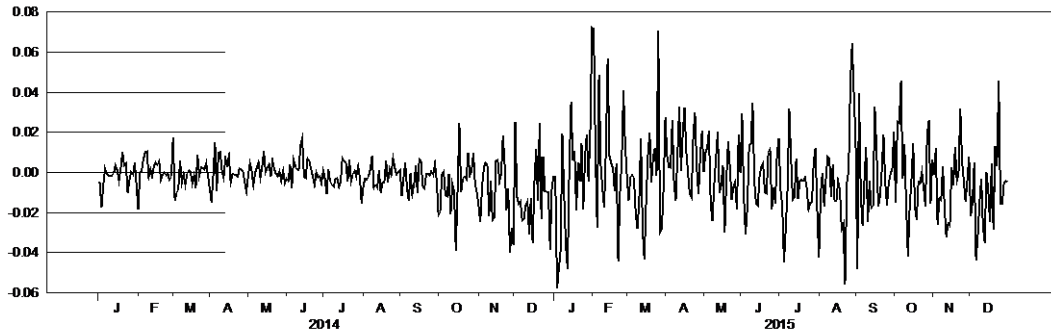
الشكل (1-3) يبين سلسلة عوائد سعر صرف الدينار العراقي



الشكل (2-3) يبين سلسلة عوائد سعر الذهب



الشكل (3-3) يبين سلسلة عوائد سعر النفط

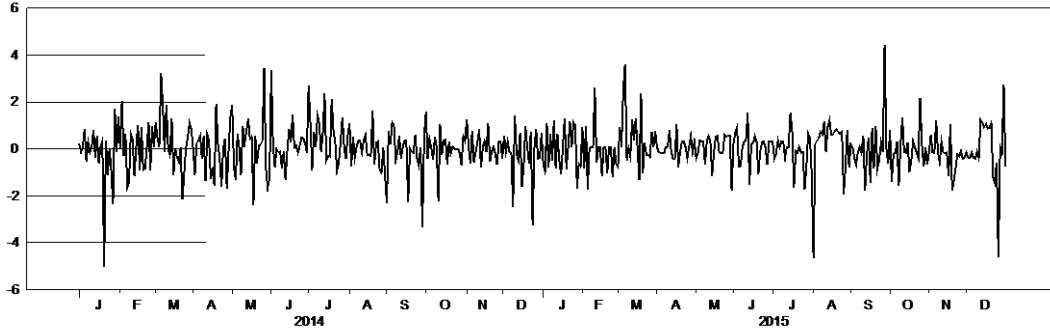


الاشكال (1-3)، (2-3)، (3-3) تبين سلاسل العوائد للفترة من 2014 /1/1 - 2016/1/1 حسب الايام والذي يمثلها المحور السيني وعوائد الاسعار ويمثلها المحور الصادي حيث ان الشكل (1-3) يبين سلسلة سعر الصرف وعوائد سعر الذهب الشكل (2-3) اكثر تقلب من سلسلة عوائد سعر النفط الشكل (3-3) في سنة 2014، وفي الربع الاخير من سنة 2014 وحتى نهاية سنة 2015 يكون التقلب مرتفع في سلسلة عوائد سعر النفط عما هو عليه في سلسلة عوائد سعر الصرف وسعر الذهب وهذا بسبب الانخفاض السريع في اسعار النفط .

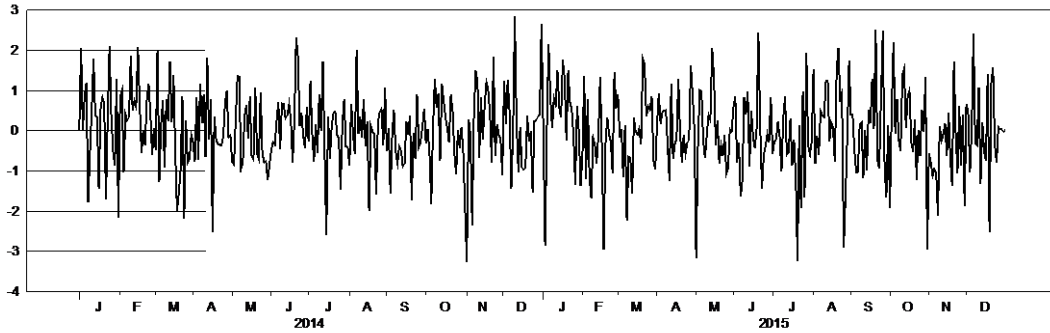


استخدام نماذج الـ GARCH متعددة المتغيرات من نوع DCC [الارتباط الشرطي الحركي] ومن نوع CCC [الارتباط الشرطي الثابت] للتنبؤ بسعر الصرف للدينار العراقي مقابل الدولار

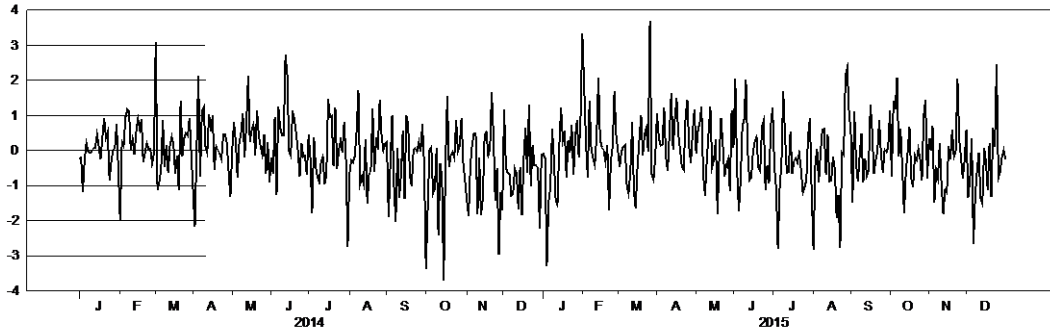
الشكل (3-4) يبين سلسلة البواقي المعيارية لعوائد سعر صرف الدينار العراقي نموذج CCC (2,2)



الشكل (3-5) يبين سلسلة البواقي المعيارية لعوائد سعر الذهب نموذج CCC(2,2)



الشكل (3-6) يبين سلسلة البواقي المعيارية لعوائد سعر النفط نموذج CCC(2,2)

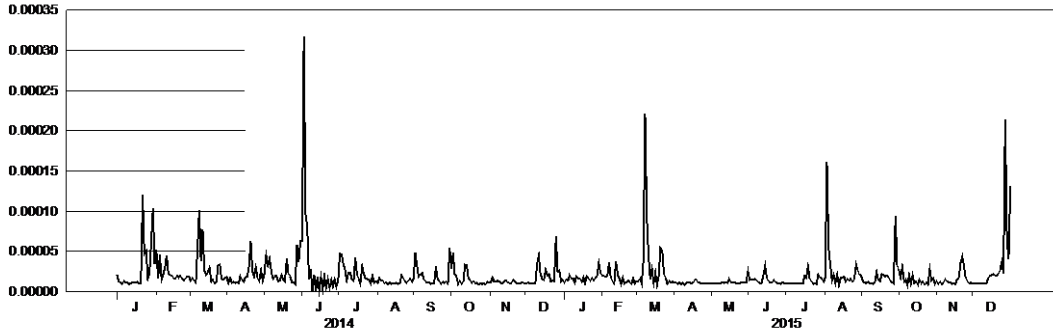


الاشكال (3-4)، (3-5)، (3-6) تبين سلاسل البواقي للعوائد الثلاث للفترة 2014/1/1 - 2016 /1/1 حسب الايام والذي يمثلها المحور السيني ومقدار البواقي والذي يمثلها المحور الصادي ، حيث ان الشكل (3-4) يبين سلسلة البواقي المعيارية لعوائد سعر صرف الدينار العراقي نموذج CCC (2,2) حيث تكون هناك تقلبات في فترات على مدى السنتين، والشكل (3-5)، (3-6) يبين سلسلة البواقي المعيارية لعوائد سعر الذهب وسعر النفط على التوالي نموذج CCC(2,2) ويظهر فيه التقلب مرتفع على مدى السنتين

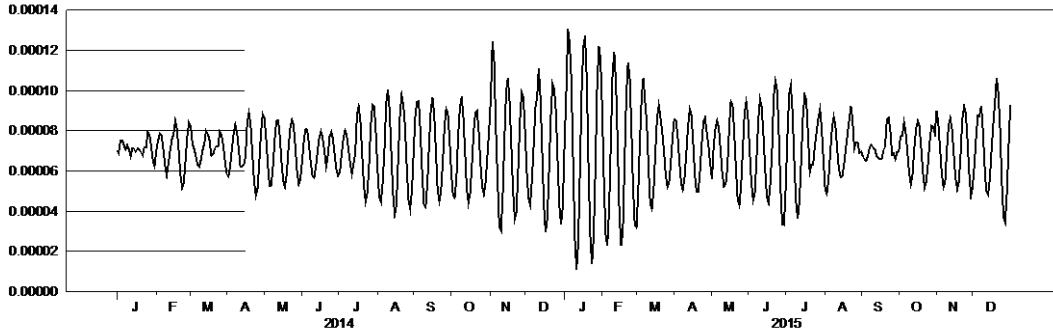


استخدام نماذج الـ GARCH متعددة المتغيرات من نوع DCC [الارتباط الشرطي الحركي] ومن نوع CCC [الارتباط الشرطي الثابت] للتنبؤ بسعر الصرف للدينار العراقي مقابل الدولار

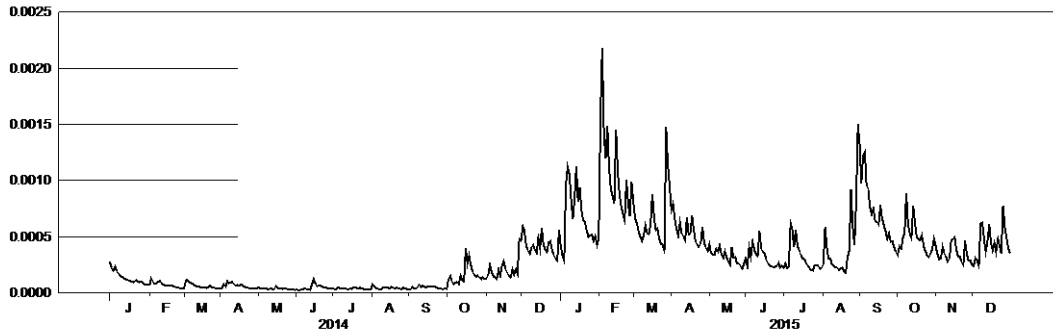
الشكل (7-3) يبين التباين الشرطي المقدر لعوائد سعر صرف الدينار العراقي نموذج CCC(2,2)



الشكل (8-3) يبين التباين الشرطي المقدر لعوائد سعر الذهب نموذج CCC(2,2)



الشكل (9-3) يبين التباين الشرطي المقدر لعوائد سعر النفط نموذج CCC(2,2)

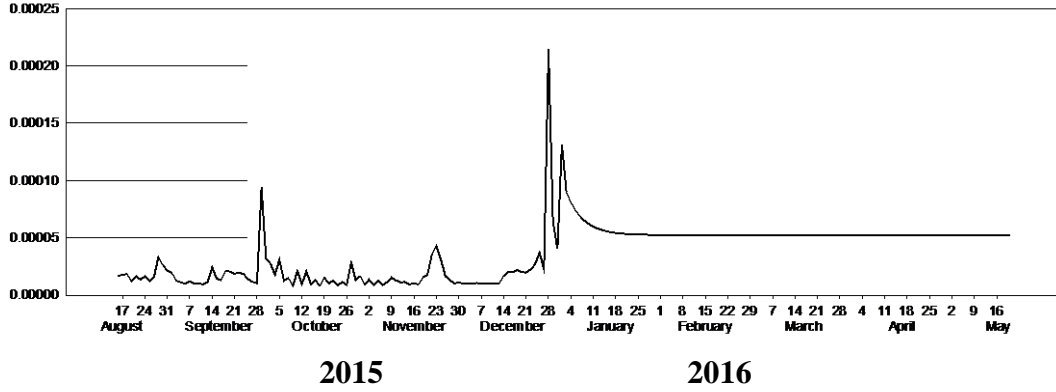


الاشكال (7-3)، (8-3)، (9-3) تبين سلاسل التباين الشرطي للعوائد الثلاث للفترة 2014/1/1 - 2016 /1/1 حسب الايام والذي يمثلها المحور السيني ومقدار التقلبات والذي يمثلها المحور الصادي ، حيث ان الشكل (3-7) يبين التباين الشرطي المقدر لعوائد سعر الصرف حيث ان هناك تقلبات مرتفعة في النصف الاول من سنة 2014 وفي بداية والنصف الأخير من سنة 2015 والتباين الشرطي المقدر لعوائد سعر الذهب الشكل (3-8) حيث تظهر فيه التقلبات وتكون مرتفعة في بداية سنة 2015 وتنخفض قليلا الى نهاية السنة اما التقلبات في عوائد سعر النفط الشكل (3-9) فتبدأ في الربع الأخير من سنة 2014 ثم ترتفع لتبلغ اعلى ارتفاع لها في بداية 2015 .

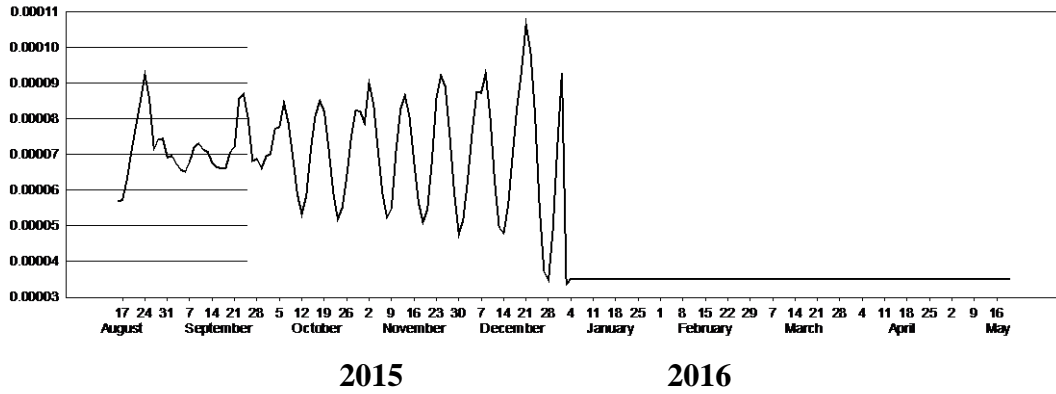


استخدام نماذج الـ GARCH متعددة المتغيرات من نوع DCC [الارتباط الشرطي الحركي] ومن نوع CCC [الارتباط الشرطي الثابت] للتنبؤ بسعر الصرف للدينار العراقي مقابل الدولار

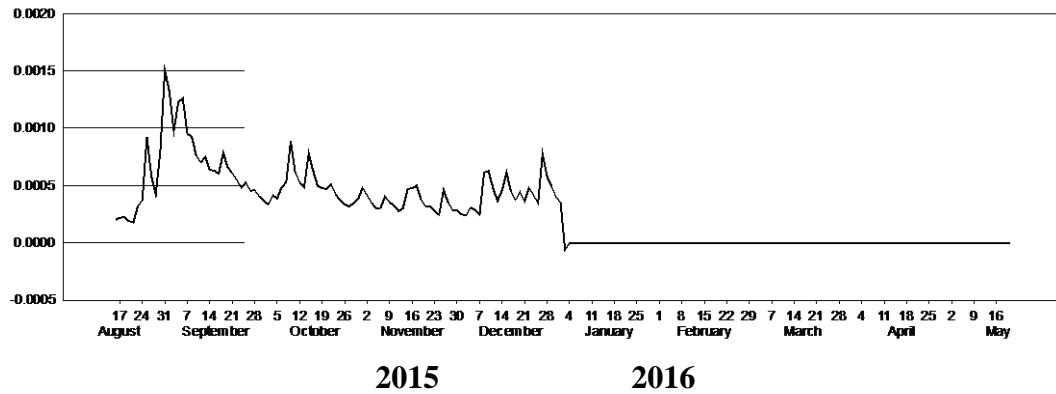
الشكل (3-10) يبين سلسلة التنبؤ بالتباين الشرطي واخر 100 قيمة مقدرة للتباين الشرطي لسلسلة عوائد سعر الصرف نموذج CCC(2,2)



الشكل (3-11) يبين سلسلة التنبؤ بالتباين الشرطي واخر 100 قيمة مقدرة للتباين الشرطي لسلسلة عوائد سعر الذهب نموذج CCC(2,2)



الشكل (3-12) يبين سلسلة التنبؤ بالتباين الشرطي واخر 100 قيمة مقدرة للتباين الشرطي لسلسلة عوائد سعر النفط نموذج CCC(2,2)





استخدام نماذج الـ GARCH متعددة المتغيرات من نوع DCC [الارتباط الشرطي الحركي] ومن نوع CCC [الارتباط الشرطي الثابت] للتنبؤ بسعر الصرف للدينار العراقي مقابل الدولار

الشكل (3-10) يبين التنبؤ بالتباين لعوائد سعر الصرف والشكل (3-11) يبين التنبؤ بالتباين لعوائد سعر الذهب والشكل (3-12) يبين التنبؤ بالتباين لعوائد سعر النفط حيث تم الاعتماد على 100 قيمة مقدرة للتباين لسلاسل العوائد الثلاث تبدأ من شهر 8 وتنتهي في شهر 12 لسنة 2015 للتنبؤ بـ 100 قيمة للتباين تبدأ من شهر 1 وتنتهي بشهر 5 لسنة 2016 وظهرت التنبؤات للعوائد الثلاث ان هناك ثبات في تجانس التباين للعوائد الثلاث .

تحليل النتائج

تمت المقارنة بين تقدير نموذج DCC(2,2) ونموذج CCC(2,2) على اساس المعيارين ، متوسط مطلق الخطأ ، MAE و متوسط مربعات الخطأ MSE وتبين ان قيمة MSE لنموذج CCC(2,2) هي (978997829). لعوائد سعر صرف الدينار العراقي و(9977466296). لعوائد سعر الذهب و(9554153338). لعوائد سعر النفط وهي اقل من قيمته لنموذج DCC(2,2) حيث بلغت (9973182010). لعوائد سعر صرف الدينار العراقي و(1.001521067). لعوائد سعر الذهب و(9564404919). لعوائد سعر النفط. وان قيمة MAE لنموذج CCC(2,2) هي (6870264553). لعوائد سعر الصرف و(7625644780). لعوائد سعر الذهب و(7261402346). لعوائد سعر النفط وهي اقل من قيمته لنموذج DCC(2,2) حيث بلغت (6883461859). لعوائد سعر الصرف و(7661308267). لعوائد سعر الذهب و(7287354381). لعوائد سعر النفط .. وقد تم التنبؤ بـ(100) قيمة للتباين الشرطي تبدأ من شهر الاول 2016 الى منتصف شهر الخامس لنفس السنة وهو تنبؤ خارج العينة (out of sample) بالاعتماد على (100) قيمة مقدرة للتباين الشرطي تبدأ من منتصف شهر الثامن سنة 2015 وحتى نهاية الشهر الثاني عشر لنفس السنة ، وايضا بنفس المعيارين MAE و MSE تمت المقارنة بين تنبؤ نموذجي DCC(2,2) و CCC(2,2) حيث بلغت قيمته لسلسلة سعر الصرف للدينار العراقي(511053521514). في نموذج DCC(2,2) ، وهي اقل من قيمته بفارق بسيط في نموذج CCC(2,2) حيث بلغت (538185305986). لنفس السلسلة.

الاستنتاجات

- 1-ان نموذج CCC محدد بقيدتين الاول هو غير ثابت بالتجميع والثاني الطبيعية الاعتبارية لافتراض الارتباطات الشرطية الثابتة.
- 2-ان نموذج DCC يكون ذو عدد معالم اكثر من نموذج الـ CCC
- 3- نستنتج ان نموذج CCC هو افضل من نموذج DCC حيث من المقارنة بين النموذجين باستخدام المعيارين MAE و MSE تبين ان نموذج CCC هو الافضل في التقدير
- 4-ان نموذج DCC ليس له اسلوب استقرائي للتنبؤ بالتباين والتباين المشترك حسب ماتوصل اليه الباحث و اكدت عليه الجهة المصممة لبرنامج USA \ Estima \ RATS Support technical بعد الاستفسار من قبل الباحث.

التوصيات

- 1-نوصي بأجراء مقارنات بين نماذج الـ MGARCH لغرض الحصول على أفضل نموذج تنبؤ
- 2-نوصي باستخدام نموذج CCC حيث ان له القدرة على احتواء تقلبات سلاسل العوائد الثلاث وفي التنبؤ بسعر الصرف للدينار العراقي مقابل الدولار الامريكي
- 3-نوصي باستخدام نموذج DCC في التنبؤ من قبل الباحثين ومحاولة تطوير أسلوب استقرائي لغرض التنبؤ بالتباين والتباين المشترك.



استخدام نماذج الـ GARCH متعددة المتغيرات من نوع DCC [الارتباط الشرطي الحركي] ومن نوع CCC [الارتباط الشرطي الثابت] للتنبؤ بسعر الصرف للدينار العراقي مقابل الدولار

المصادر

- 1- LUC BAUWENS , SEBASTIEN LAURENT AND JEROEN V.K ROMBOUITS " Multivariate GARCH Models : A Survey " Journal of applied Econometrics . J .Appl . Econ 21 : 79 - 109 (2006) .
- 2- CHRISTION FRANCO AND JEAN – MICHEL ZAKOIAN. " GARCH Models: Structure, Statistical Inference and Financial Application"2010 John Wiley and Sons, Ltd.
- 3 - Christian Francq, Lajos Horvath, Jean – Michel Zakoian "Variance Targeting Estimation of Multivariate GARCH Modes" Journal of Financial Econometrics, (2014).
- 4-Albert K.C TSUI,YiuKuen TSE "Amultivariate generalized autoregressive Conditional heteroscedasticity model with time varying correlation "Journal of Business and Economic Statistics 20.3(Jul 2002): 351-362 .
- 5- Thomas A.Doan , RATS Handbook for ARCH/GARCH and Volatility Models, Estima, June 1, 2014
- 6- Mustafa Murat Kubilay " The Volatility Spillover Among A Country's Foreign exchange, Bond and Stock Markets Amultivariate GARCH analysis "Master Thesis, The Grauate School of Applied Mathematics of Middle East Technical University, (2012).
- 7-Edward Ngailo¹, Eliab Luvanda², Estomih S. Massawe³"Time Series Modelling with Application toTanzania Inflation" Journal of Data Analysis and Information Processing, 2014, 2, 49-59
- 8 – BC.MarekKlaus"Multivariate Dependence Modeling using Copulas" Master Thesis Charles University in Prague , Faculty of Social Scienses Institute of Economic Studies, (2012).
- 9- Matthias Raddant , Friedrich Wagner " Multivariate GARCH for a large number of stocks "Cornell University Library , (2016) .
- 10- Engle R.F. and C.W.J Granger (1987) , co-integration and error correction : Representation ,Estimation and testing ,Econometrica , Vol :55 , pp.251-276 .
- 11- Hafner, C. M. and Franses, P. H. (2009)," AGeneralized Dynamic Conditional CorrelationModel : Simulation and Application to many Assets", Econometric Reviews , Vol. 28, No. 6, PP. 612 – 631 .
- 12- Dhaene, G. and Wu, J. (2016). "Mixed–Frequency Multivariate GARCH", Faculty of Economics and Business



استخدام نماذج الـ GARCH متعددة المتغيرات من نوع DCC [الارتباط الشرطي الحركي] ومن نوع CCC [الارتباط الشرطي الثابت] للتنبؤ بسعر الصرف للدينار العراقي مقابل الدولار

Using Multivariate GARCH Models CCC (Constant Conditional Correlation) and DCC(Dynamic Conditional Correlation) To Forecast Iraqi Dinar Exchange Rate in Dollar

Abstract

Multivariate GARCH Models take several forms , the most important DCC dynamic conditional correlation, and CCC constant conditional correlation , The Purpose of this research is the Comparison for both Models.Using three financial time series which is a series of daily Iraqi dinar exchange rate indollar, Global daily Oil price in dollar and Global daily gold price in dollar for the period from 01/01/2014 till 01/01/2016, Where it has been transferred to the three time series returns to get the Stationarity, some tests were conducted including Ljung-Box , JarqueBera , Multivariate ARCH to Returns Series and Residuals Series for both models In Comparison with the estimation and forecasting based on criteria ,MAE,MSE , mean absolute error and mean Square error , respectively Compared to the Suitability of these two models of the nature of the data and the ability to Capture the volatility. We concluded that CCC is better than DCC

Keywords: Multivariate GARCH Models , DCC Model, Dynamic Conditional Correlation , CCC Constant Conditional Correlation Model.