المقارنة بين انموذجي BEKK وDVECH من نماذج GARCH متعدد المتغيرات مع تطبيق عملي

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

تاريخ التقديم:2017/2/26
تاريخ القبول:2017/8/15

المستخلص

ان الغرض من هذا البحث هو المقارنة بين نوعين من نماذج GARCH متعدد المتغيرات، انموذج BEKK وانموذج DVECH مع ايجاد تنبؤات لكلا الانموذجين بأستخدام سلاسل زمنية مالية والتي تتمثل بسلسلة سعر صرف الدينار العراقي اليومي بالدولار وسعر النفط اليومي العالمي بالدولار وسعر الذهب اليومي العالمي بالدولار وللمدة من 2014/1/1 ولغاية 2016/1/1 وان التقدير للمعالم واختبار دقة النموذج والتنبؤ تمت عن طريق البرنامج RATS.9 ، وقد تم تحويل السلاسل الزمنية الثلاث الى سلاسل عوائد للحصول على الاستقرارية وتم اجراء بعض الاختبارات منها Ljung-Box ، Multivariate Q ، Multivariate ARCH على سلاسل العوائد وسلاسل البواقي لكلا الانموذجين مع المقارنة بين تقدير وتنبؤ الانموذجين على اساس المعيار متوسط مربعات الخطأ MSE ومقارنة مدى ملائمة هذين الانموذجين لطبيعة البيانات والقدرة على احتواء التقلبات وقد تبين من خلال البحث ان افضل انموذج هو انموذج BEKK اذ امتلك اقل مجموع مربعات للاخطاء مقارنة مع انموذج DVECH.

المصطلحات الرئيسة للبحث/ نماذج GARCH متعددة المتغيرات، انموذج BEKK، انموذج متجه GARCH القطري DVECH

مجلة العلوم الاقتصادية والإدارية
العدد 102 المجلد 24
الصفحات 364-392

*البحث مستل من اطروحة دكتوراه

1- المقدمة

احدى الخصائص المهمة للبيانات المالية والتي اخذت اهتمام واسع، هي عدم الثبات في التباين، اذ انه من المعروف ان التقلبات للبيانات المالية غالبا ما تتغير عبر الزمن وتؤدي الى التعنقد في فترات محددة[9] .

وتعاني السلاسل الزمنية المالية من عدم التجانس وظاهرة التقلبات المتعنقدة وتكون في بعض الفترات اكثر تقلبا من فترات اخرى تبعا للمشاكل والاحداث غير المتوقعة، اذ تمكن رواد نماذج الانحدار الذاتي الشرطي غير متجانس التباين المعمم Generalized Autoregressive Conditional Hetero skeda sticity Models والتي تكتب اختصارا GARCH من تقدير التقلب في السلاسل الزمنية وأثبتوا ان هناك امكانية لاحتواء التقلب المتعنقد والتنبؤ بالتقلبات في المستقبل عن طريق هذه النماذج[8].

ان نماذج الـ GARCH هي واحدة من الادوات المفيدة في التحليل والتنبؤ لتقلب السلسلة الزمنية عند تموج التقلبات عبر الزمن و تعد نماذج الـGARCH متعدد المتغيرات الجيل الجديد من النماذج القادرة على احتواء حركات السلاسل الزمنية بوجود عدم ثبات التباين، اذ تتيح امكانية نمذجة الحركة المشتركة للسلاسل الزمنية متعددة المتغيرات مع مصفوفة التباين الشرطي المرتدة زمنيا.

ان مواصفات انموذج متعدد المتغيرات بعدم ثبات التباين Multivariate GARCH والذي يرمز له بالرمز MGARCH المفترضة تقتضي اولا ان تكون له مرونة كافية في حالة تذبذب التباين والتباين المشترك الشرطي، وثانيا ان يكون عدد المعاملات في هذا الانموذج الذي يزداد سريعا على وفق بعد الانموذج (عدد المتغيرات) لها صفة اقل عدد ممكن من المعلمات وذلك لتبسيط تقدير الانموذج وكذلك للحصول على تفسيرات سهلة لمعلمات الانموذج وتسمى هذه الخاصية بـ Parsimony (اي تقليل عدد المعلمات)، اذ ان التذبذبات المعقولة في مصفوفة التباين المشترك سوف لا يمكن احتواؤها بشكل كامل، ومن المهم الحصول على التوازن بين قلة المعلمات والمرونة عند تصميم مواصفات انموذج MGARCH، وثالثا هناك ميزة اخرى لنماذج MGARCH متعددة المتغيرات يجب تحقيقها وهي ان تكون مصفوفة التباين المشترك معرفة موجبة [9].

ويمثل انموذج BEKK وانموذج متجه GARCH القطري والذي يرمز له بـ DVECH التعميم المباشر لانموذج GARCH احادي المتغير الى متعدد المتغيرات.

2 - هدف البحث

يتمثل هدف البحث بمقارنة انموذجين من نماذج السلاسل الزمنية متعددة المتغيرات المتصفة بعدم ثبات التباين المعمم MGARCH وهما انموذجي BEKK و DVEC وهما من النماذج التي تمثل التعميم المباشر لانموذج GARCH احادي المتغير، مع محاولة ايجاد تنبؤات لسلاسل زمنية مالية تتصف بهذه الصفة والتي تتمثل بسلسلة سعر صرف الدينار العراقي اليومي بالدولار وسعر النفط العالمي اليومي بالدولار وسعر الذهب العالمي اليومي بالدولار.

3 - مشكلة البحث

تشير مشكلة البحث الى وجود مجموعة متغيرات تعاني من عدم ثبات التباين والتي تمثل سعر صرف الدينار اليومي بالدولار وسعر النفط العالمي اليومي بالدولار وسعر الذهب العالمي بالدولار ولغرض دراسة هذه المتغيرات مجتمعة مع بعضها استوجب استعمال انموذجي BEKK و DVEC وهما من النماذج التي تمثل التعميم المباشر لانموذج GARCH احادي المتغير.

4 - الاستعراض المرجعي

في عام 2004 اقترح كل من Hafner , Rombouts، تقنية تقدير شبه معلمية وهي امتدادا لعمل Engle واخرون (1991) لنماذج MGARCH، اذ تمثلت هذه التقنية بخطوتين، الخطوة الاولى تتمثل بتقدير الانموذج بواسطة دالة الامكان الاعظم ظاهريا QML Quasi – Maximam Likelihood Function، والتي تعطي تقديرات متسقة للاخطاء اما الخطوة الثانية ان تستعمل هذه التقديرات في تقدير الدالة اللامعلمية $g(.)$ وان معلمات انموذج GARCH يتم تقديرها باستعمال $\hat{g}(.)$ لتعريف دالة الامكان . وكما اشار Jeantheau (1981)، ان التقارب الطبيعي لدالة الامكان الاعظم ظاهريا *QMLE* غير موجود عموما.[1]

كما قدم الباحثون Luc , Sebastien and Jeroen في عام 2006 بحثا حول دراسة نماذج متعددة المتغيرات وكان الهدف الرئيس من البحث هو استعراض نماذج MGARCH وتبين حقيقة النماذج التي تتصف بصفة تقليل عدد المعلمات (parisimony) والتي تقدم تدرج في تجاوز صعوبة تقدير نموذج متجه GARCH (VEC- GARCH) والموازنة بين قلة عدد المعلمات والمرونة في احتواء حركات التباين والتباين المشترك مع ضمان الايجابية لمصفوفة التباين، ان نماذج BEKK لها مرونة في احتواء حركات التباين والتباين المشترك ولكن لها عدد كبير من المعلمات، اما نماذج VEC و BEKK (Baba , Engel, Kraft , Kroner) القطرية فانها تتصف بصفة تقليل عدد المعلمات ولكنها مقيدة جدا باتجاه حركات التباين والتباين المشترك، وهي غير ملائمة اذا كان الموضوع يتعلق بانتقال التقلب، كما ان نماذج GARCH العامل(Factor GARCH) تتيح للتباينات والتباينات المشتركة الشرطية بالاعتماد على الماضي لجميع التباينات والتباينات المشتركة، وان نماذج الارتباط الشرطي الحركي DCC Dynamic Conditional Correlation تتيح لثبات مختلف (Different Persistence) بين التباينات والارتباطات ولكن مع فرض ثبات معروف (Common Persistence) في الاخر وتعد امتداداً لانموذج الارتباط الشرطي الثابت CCC Constant Conditional Correlation والذي يكون سهل التقدير كما استنتج الباحثون ان الحصول على نماذج مرنة وقليلة المعلمات يكون بواسطة فرض القيود[1] .

في عام 2011 قدم الباحث Manex اطروحة ماجستير الى جامعة UMEA في السويد بعنوان "الحركة المشتركة لأسواق الاوراق المالية وامتداد التقلب بين USA وجنوب افريقيا" بهدف مراقبة الحركة المشتركة واختبار وجود تقلب بين السوقين وكذلك تقدير انموذج BEKK (Baba, Engel, Kraft, Kroner) ثنائي المتغير غير المقيد وانموذج متجه الانحدار الذاتي واستنتج الباحث ان هناك تقلب احادي الاتجاه بين السوقين وكذلك وجود تأثير لامتدادات التقلب والصدمات الموجبة من سوق USA الى سوق جنوب افريقيا ومن ثم فان سوق USA له تأثير على تحركات عوائد جنوب افريقيا من الاوراق المالية[9] .

في عام 2012 قدم الباحث Mustafa رسالة ماجستير الى مدرسة المتخرجين للرياضيات التطبيقية في الجامعة التقنية في الشرق الاوسط بحثا بعنوان "امتداد التقلب بين اسواق الاوراق المالية، السندات (Bond) والتمويل الاجنبي تحليل GARCH متعدد المتغيرات" بهدف اختبار امتداد التقلب بين اسواق الاوراق المالية واسواق السندات والتبادل للعملات الاجنبية وانتقال التقلب من اسواق البضاعة والاوراق المالية والسندات الى الاسواق المالية المحلية وتم تطبيق انموذج BEKK وتضمنت عينة البحث كلا من الاقتصادات المتطورة والناشئة واستنتج الباحث ان تكامل التقلب للاسواق المالية للاقتصادات الناشئة هو اقوى مقارنة مع تكامل الاقتصادات المتطورة [5].

وفي عام 2013 قدم الباحثان Jan and Joel اطروحة دكتوراه الى جامعة Uppsala في السويد بحثا بعنوان " تنبؤ الارتباط الشرطي لاسعار الصرف بأستعمال نماذج GARCH متعددة المتغيرات بتطبيق قيم المخاطرة العامة "بهدف اختيار الافضلية من بين اثنين من نماذج متعددة المتغيرات BEKK, DCC من خلال التطبيق على بيانات لاسعار الصرف وتم حساب تقديرات وتنبؤات لمصفوفة التباين المشترك وتنبؤات الارتباط الشرطي بأستعمال معيار متوسط مطلق الخطأ MAE ومعيار جذر متوسط مطلق الخطأ RMAE واشارت النتائج في هذا البحث ان انموذج BEKK افضل نسبيا من انموذج DCC وكلا الانموذجين افضل من انموذج GARCH(1,1) احادي المتغير[7]

5- نماذج GARCH متعددة المتغيرات Multivariate GARCH Models

تعرف نماذج GARCH متعددة المتغيرات كما في الحالة المفردة بواسطة العزم الشرطي الاول والثاني[4] ، ان العملية (ϵ_t) من نوع GARCH ذات القيم الحقيقية بالبعد M، $\mathbb{R}^m$، وهي $\epsilon_t = (\epsilon_{1t}, \dots, \epsilon_{mt})'$ يجب ان تتحقق لكل $t \in \mathbb{Z}$

$$\begin{cases} \mathrm{E}(\epsilon_t \mid \epsilon_u, u < t) = 0 \\ var(\epsilon_t \mid \epsilon_u, u < t) = \mathrm{E}(\epsilon_t \epsilon_t' \mid \epsilon_u, u < t) = H_t \end{cases} \quad \cdots \quad (1)$$

ان توسع متعدد المتغيرات الى مفهوم عملية GARCH تامة مستند الى المعادلة الاتية:

$$\epsilon_t = H_t^{1/2}\eta_t \qquad \cdots (2)$$

حيث ان η_t هي متسلسلة لـ $iid\mathbb{R}^m$ من المتغيرات بمتوسط صفر ومصفوفة تباين مشترك متماثلة (مصفوفة وحدة)، المصفوفة $H_t^{1/2}$ متماثلة ومعرفة موجبة .

وكذلك $H_t^{1/2}$ يمكن ان تكون مثلثية مع عناصر قطرية موجبة وفي حالة اختيار $H_t^{1/2}$ مثلثية سفلى فان اول مركبة لـ $\square_t$ تعتمد فقط على اول مركبة لـ η_t وعندما m=2 سيكون

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

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

ان اختيار مواصفات H_t اكثر دقة عما هي عليه في حالة احادي المتغير وذلك لان H_t يجب ان تكون غالبا مؤكدة (almost surely) تتصف بما ياتي:

اولا متماثلة ومعرفة موجبة لجميع قيم t.

ثانيا ان تكون مواصفات مصفوفة التباين والتباين المشترك الشرطي H_t بسيطة وقابلة للدراسة الاحتمالية (وجود حلول مستقرة).

ثالثا ان تكون ذات معلمات قليلة وذلك لغرض سهولة تقديرها في الجانب العملي .

ان الانموذج يجب ان يكون ملائم لكي يتم احتواء تقلب التباين والتباين المشترك في مصفوفة التباين المشترك وايضا يكون ملائم عندما تكون له خاصية الاستقرار(الثبات) بالتجميع ، واذا كانت ϵ_t تحقق المعادلة (1) فالعملية $\tilde{\epsilon}_t$ والمعرفة بواسطة $\tilde{\epsilon}_t = P\epsilon_t$ حيث P هي مصفوفة مربعة قابلة للانعكاس بحيث ان

$$E(\tilde{\epsilon}_t \mid \tilde{\epsilon}_u\ , u < t) = 0\ ,\ Var(\tilde{\epsilon}_t \mid \tilde{\epsilon}_u\ , u < t) = \tilde{H}_t = PH_tP' \qquad (4)$$

6- انموذج متجه Vector GARCH Model_ GARCH

عملية VEC- GARCH(p,q) process_ VEC-GARCH(p,q)

ان انموذج متجه GARCH الذي يرمز له بـ (VEC- GARCH) هو التعميم المباشر[4] لانموذج GARCH احادي المتغير، حيث يكون فيه التباين المشترك الشرطي دالة للتباينات الشرطية المزاحة ومضروبات تقاطع كل المركبات المزاحة، ويكون الانموذج عام جدا ولكنه لا يتصف بصفة المعلمات القليلة بشكل كبير .

لتكن η_t سلسلة من المتغيرات (iid) ولها توزيع احتمالي η. فان العملية (ϵ_t) تمثل VEC-GARCH (نسبة الى السلسلة (η_t)) اذا تحقق الاتي :

$$\begin{cases} \epsilon_t = H_t^{1/2}\eta_t & \text{حيث ان } H_t \text{ مصفوفة معرفة موجبة} \\ vech(H_t) = \omega + \sum_{i=1}^{q} A^{(i)}\ vech\ (\epsilon_{t-i}\epsilon_{t-i}') + \sum_{j=1}^{p} B^{(j)} vech\ (H_{t-j}) & \cdots (5) \end{cases}$$

وان vech (.) تمثل العملية التي ترتب الاعمدة للمثلث السفلي للمصفوفة المربعة وتحولها الى متجه ، اي اذا كانت $A = (a_{ij})$ فان :

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

اذ ان $\boldsymbol{\omega}$: متجه ذو البعد $m(m+1)/2 \times 1$

$A^{(i)}, B^{(j)}$ مصفوفتان ذواتا البعد $m(m+1)/2 \times m(m+1)/2$.

وان عدد المعلمات [1] سيكون $m(m+1)(m(m+1)+1)/2$ وسيزداد بسرعة كبيرة مع تزايد m ، فمثلا عندما m=3 سيكون عدد المعلمات 78 في انموذج التباين (6 في $\boldsymbol{\omega}$ و 36 لكل من A و B) ، لم يتم تقدير هذا الانموذج من قبل الباحثين Engle ، Bollerslev ، Wooldridge بسبب ان التقدير يكون لعدد كبير من المعلمات غير الخطية وهذا يعني ان الانموذج يستعمل فقط في حالة ثنائي المتغير ولتجاوز هذه الصعوبة اقترح الباحثون Bollerslev et al عام (1988) انموذج VEC القطري الذي يرمز له (DVEC).

7- انموذج VEC – GARCH القطري DVEC Diagonal Model

ان الانموذج القطري هو حالة خاصة من انموذج متجه GARCH الذي نرمز له[4] VEC- GARCH ويمثل التوسع الى عدة متغيرات لنمذجة كل حد من التباين والتباين المشترك بشكل منفصل، بشكل عام معروف بـ MGARCH او DVECH حيث انه التوسع المباشر لأنموذج احادي المتغير.

ان انموذج DVEC هو انموذج VEC-GARCH تكون فيه المصفوفتان $A^{(i)}, B^{(i)}$ قطريتين وان نماذج VEC – GARCH هي مستقرة (ثابتة) بالتجميع، حيث ان vec(.) والتي لها علاقة بالعملية vech تتمثل بالصيغ الاتية :

$$\begin{cases} vec(A) = D_m vech\, A \\ vech(A) = D_m^{+} vec\, A \end{cases} \quad \cdots (6)$$

vec(.) هي العملية التي تحول اي مصفوفة الى متجه وذلك بترتيب اعمدة المصفوفة على شكل متجه، A هي اي مصفوفة $m \times m$ متماثلة ، D_m هي مصفوفة $m^2 \times m(m+1)/2$ برتبة تامة (تسمى مصفوفة التكرار) ومدخلاتها 0 و1 حيث ان: $D_m^{+} = (D_m' D_m)^{-1} D_m'$

على سبيل المثال :

$$D_1 = 1 \qquad D_2 = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \qquad D_2^{+} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1/2 & 1/2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$$

وان $vec(ABC) = (C' \otimes A)\ vec(B)$ ... (7)

حيث ان الرمز $\otimes$ يمثل حاصل ضرب Kronecker للمصفوفة[4]

لقد تم تقدير الانموذج من قبل Bollerslev ، Wooldridge , Engle حيث ان كل عنصر من h_{ijk} يعتمد فقط على القيمة السابقة له والقيمة السابقة لحدود الخطأ $\epsilon_{it}\epsilon_{jt}$. هذا القيد يقلل عدد المعلمات الى $m(m+5)/2$ اي عندما (m=3) فان عدد المعلمات مساوي الى (12) ولكن حتى في ظل الافتراض القطري يبقى عدد المعلمات كبير وصعوبة التقدير في التطبيق العملي [1] .

ان الشرط الكافي والضروري للمعلمات لكي تكون مصفوفات التباين الشرطي في انموذج DVEC معرفة موجبة غالبا مؤكدة almost surely هي بواسطة التعبير عن الانموذج بدلالة مضروب هدمرد (Hadamard Products) ويرمز له ⊙ (وهو حاصل ضرب عنصر في عنصر مقابل)، وتبقى الصعوبة في الحصول على H_t موجبة في تمثيل VEC بدون فرض قيود قوية على المعلمات[1] .

8- انموذج BEKK- GARCH (Baba , Engel , Kraft , Kroner)

تم اقتراح انموذج جديد من قبل الباحثون (Baba , Engle , Kraft , Kroner) والذي تم تسميته [4] بأخذ الحرف الاول من اسم كل من الباحثين الاربعة ليصبح انموذج BEKK حيث ان العالمين (Engle و Kroner1995) اقترحا معلمية جديدة لـ H_t والتي تفرض الايجابية (positivity) على مصفوفة التباين والتباين المشترك

لتكن η_t تمثل سلسلة (iid) من المتغيرات وان η تمثل توزيع معين، فالعملية ϵ_t تسمى GARCH(p,q) التامة نسبة الى السلسلة (η_t) اذا تحقق الاتي:

$$\epsilon_t = H_t^{1/2}\eta_t$$

$$H_t = \Omega + \sum_{i=1}^{q}\sum_{k=1}^{d} A_{ik}\epsilon_{t-i}\epsilon_{t-i}^{'}A_{ik}^{'} + \sum_{j=1}^{p}\sum_{k=1}^{d} B_{jk}H_{t-j}B_{jk}^{'}$$

حيث ان K عدد صحيح ، Ω ، B_{jk}, A_{ik} هي مصفوفات $m \times m$ مربعة وان Ω معرفة موجبة. وان المصفوفات H_{t-i} , $i = 1, \dots, p$ معرفة موجبة غالبا مؤكدة وكذلك H_t ولمقارنة هذا الانموذج مع الانموذج الموضح في المعادلة (5)، سيتم اشتقاق متجه المعادلة لـ H_t وباستخدام العلاقتين المذكورة في المعادلتين (6) و (7)على التوالي وبذلك فان :

$$vech(H_t) = vech(\Omega) + \sum_{i=1}^{q} D_m^{+}\sum_{k=1}^{d}(A_{iK}\otimes A_{iK})D_m vech(\epsilon_{t-i}\epsilon_{t-i}^{'}) + \sum_{j=1}^{p} D_m^{+}\sum_{k=1}^{d}(B_{jk}\otimes B_{jk})D_m\, vechH_{t-j}$$

وبكتابة الانموذج اعلاه وفق المعادلة (5) فان:

$$\begin{cases} A^{(i)} = D_m^{+}\sum_{k=1}^{d}(A_{ik}\otimes A_{ik})D_m \,, \\ B^{(j)} = D_m^{(+)}\sum_{k=1}^{d}(B_{jk}\otimes B_{jk})D_m \end{cases} \quad \dots (8)$$

$$i = 1, \dots, q \qquad j = 1, \dots, p$$

ان عدد المعاملات في المصفوفة $A^{(i)}$ بحسب المعادلة (5) هو $[m(m+1)/2]^2$ ، بينما في هذه الحالة الخاصة هو Km^2 .

9- **الاستقرارية** Stationarity

ان في نماذج متعددة المتغيرات هناك صعوبة في الحصول على شروط للاستقرارية،[4] او وجود العزوم، ففي انموذج المتجه العام وانموذج BEKK الخاص توجد شروط للاستقرارية كافية ولكن الحل المستقر يكون غير واضح، لذلك تم اقتراح لوغاريتم التقارب تحت افتراضات معينة للحل المستقر

1-9 **الاستقرارية في نماذج** VEC **و** BEKK Stationarity of BEKK and VEC Models

في انموذج VEC العام الموضح في المعادلة (5) ، يكون من غير الممكن برهنة شروط الاستقرارية بشكل واضح ، ولتوضيح هذه الصعوبة ، في حالة انموذج ARCH(1) احادي المتغير فأن الحل يكون $\epsilon_t = \sigma_t \eta_t$ **وتكون** σ_t **دالة لـ** $[\eta_{t-u}], u > 0$ **وكجذر تربيعي**

$$\sigma_t^2 = w + \alpha\eta_t^2\sigma_{t-1}^2 = w\{1 + \alpha\eta_t^2 + \alpha^2\eta_t^2\eta_{t-1}^2 + \cdots\}$$

وان تقارب السلسلة يكون غالبا مؤكدة وفي حالة ثنائي المتغير الصيغة الرياضية في المعادلة (2) تكون :

$$H_t = I_2 + \alpha\epsilon_t\epsilon_t'$$

ولغرض التبسيط تم افتراض α **وتكون ثابتة وموجبة ، وكذلك** $H_t^{1/2}$ **تكون مثلثية سفلى ولكي تكون لدينا الصيغة الموضحة في المعادلة (3) فان :**

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

ان العلاقة بين $h_{11,t}$ **و** $h_{11,t-1}$ **هي علاقة خطية وبالتكرار ينتج :**

$$h_{11,t} = 1 + \sum_{i=1}^{\infty}\alpha^i\prod_{j=1}^{i}\eta_{1,t-j}^2$$

وتحت افتراض القيد $\alpha < exp(-\mathrm{E}\ log\ \eta_{1t}^2)$ **،**

بالمقابل فأن العلاقات بين $h_{12,t}$ **و** $h_{22,t}$ **ومركبات** H_{t-1} **هي ليست خطية ومن غير الممكن التعبير عن** $h_{12,t}$ **و** $h_{22,t}$ **كدالة بسيطة لـ**

$$\alpha, \{\eta_{t-1}, \eta_{t-2}, \ldots, \eta_{t-k}\}\ and\ H_{t-k} \quad for K \geq 1$$

وهذا يشكل العقبة الرئيسية في تحديد شروط الاستقرارية الكافية .

10- تقدير دالة الامكان الاعظم Maximum likely hood function Estimation

نفرض ان موجه العملية التصادفية $\{\underline{y_t}\}\ t=(1,\ldots..,T)$ هو عدد حقيقي من العملية[1] المولدة للبيانات datagenerating process والذي موجه وسطه الحسابي ومصفوفة تباينه الشرطي والتوزيع الشرطي هي $\mu_t(\theta_o)$ ، $H_t(\theta_o)$ ، $P(y_t \mid \zeta_o, I_{t-1})$ على التوالي حيث ان $\zeta_o = (\theta_o e_o)$ هو موجه معلمة ذو بعد r وان e_o هو موجه معلمات توزيع الاخطاء لـ z_t ، ولغرض اجراء التقدير، سيتم فرض الصيغ $H_t(\theta_o), \mu_t(\theta_o)$ للنموذج المراد تقديره .

ان هذا الاجراء غالبا ما يستخدم في تقدير θ_o ، ويتضمن تعظيم دالة الامكان مبني على الافتراض الاضافي المساعد لتوزيع (iid) للاخطاء القياسية(z_t) ، ان الافتراض (iid) يستبدل بافتراض اخر وهو ان (z_t) متتابعة فروق Martingale بالنسبة الى I_{t-1} وستكون دالة الامكان في حالة (iid) كدالة امكان ظاهريا Quasi – Likelihood Function.

سيكون هناك افتراض اضافي على الاخطاء باختيار دالة كثافة يرمز لها $g(z_t(\theta) \mid e)$ ، حيث ان **e** هو موجه معلمات ضوضاء nuisance parameters، وبتعظيم دالة لوغاريتم الامكان للعينة $L_T(\theta, e)$ لـ **T** من المشاهدات (مشروط من بداية بعض قيم μ_o ,H_o) بالنسبة الى موجه المعلمات $\zeta = (\theta, e)$ حيث ان :

$$L_T(\zeta) = \sum_{t=1}^{T} \log f(y_t \mid \zeta, I_{t-1}) \qquad \cdots (9)$$

$$f(y_t \mid \zeta, I_{t-1}) = |H_t|^{-1/2} g\left(H_t^{-1/2}(y_t - \mu_t) \mid e\right) \qquad \cdots (10)$$

ان θ تكون غير مستقلة من خلال μ_t وH_t ، وان الحد $|H_t|^{-1/2}$ هو عبارة عن المصفوفة المرافقة والتي تنشأ اثناء التحويل من الاخطاء الى المشاهدات، ومن الملاحظ انه ما لم تكون $g(.)$ من نوع توزيعات بيضاوية الشكل (Elliptical)، اي انها دالة الى $z_t' z_t$ ، فان مقدر ML يعتمد على اختبار تحليل $H_t^{1/2}$ وذلك لانه $z_t' z_t = (y_t - \mu_t)' H_t^{-1} (y_t - \mu_t)$

وفي معظم البحوث يتم تطبيق توزيع متعدد المتغيرات الطبيعي بواسطة العزم الاول والثاني (لذلك $\zeta = \theta$ حيث ان e خالية)، في هذه الحالة، فان لوغاريتم الامكان للعينة يصل الى الثبات (Up to Constant)

$$L_T(\theta) = -\frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T} \log|H_t| - \frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T} (y_t - \mu_t)' H_t^{-1} (y_t - \mu_t) \qquad \cdots (11)$$

ان فروض التوزيع الطبيعي للاخطاء غير متوفرة (ترفض فرضيتها) في معظم التطبيقات المتعلقة بالبيانات اليومية او الاسبوعية بشكل خاص، حيث ان التفلطح (Kurtosis) لأغلب عوائد الأصول المالية هو اكبر من 3 وهذا يعني وجود عدة قيم متطرفة والتي تعني عدم وجود توزيع طبيعي، اي ان التوزيع غير الشرطي لهذه الاصول غالبا له ذيول اكثر سمكا، ان حركات التباين الشرطي تكون غير كافية لتماثل تماما التفلطح غير الشرطي للبيانات، وكما اظهرا Bollerslev, Wooldridge (1992) ، المقدر المتسق Consistent لـ θ_o والذي تم الحصول عليه بواسطة تعظيم المعادلة (11) بالنسبة الى θ حتى اذا كانت العملية المولدة البيانات لا تشترط التوزيع الطبيعي، ويدعى هذا المقدر بدالة امكان ظاهرية طبيعية quasi-maximum (Gaussian) Likelihood(QML) او مقدر الامكان الاعظم الزائف Pseudo-maximum Likelihood estimator(PML) وهو متسق بشرط ان الوسط الحسابي الشرطي والتباين الشرطي محدد وبشكل صحيح، حيث اثبت Jeantheau(1998) الاتساق القوي لمقدر الامكان الاعظم ظاهريا (QML) لنماذج GARCH متعددة المتغيرات، وكذلك اعطى Gourieroux (1997) شروط التعريف الكافي لنموذج CCC في وصف مفصل لـ (QML) في MGARCH وخصائصه التقاربية .

أن الغرض من التحليل هو ايجاد التقدير المتسق الى العزم الشرطي الاول والثاني ثم تقدير نماذج MGARCH بواسطة QML . ومن الطبيعي البحث عن التوزيع الافضل للاخطاء، مثال على ذلك، عندما نريد الحصول على تنبؤات كثافة density forecasts فانه يجب تحقيق الافتراض الطبيعي مع الاخذ بالحسبان مخاطرة عدم الاتساق للمقدر ((Newey , Steigerwald(1997). ان البديل الطبيعي لدالة الكثافة الطبيعية لمتعدد المتغيرات (Multivariate Gaussian density) هي دالة كثافة Student-t، Harvey et al (1992) , Fiorentini et al (2003) ، الاخير له اضافة من المعلمات الثابتة من درجات الحرية ويرمز لها بالرمز v، عندما هذه المعلمة تتجه الى مالا نهاية فان كثافة توزيع t تتجه الى كثافة التوزيع الطبيعي، وعندما تتجه الى الصفر، فان ذيول دالة الكثافة تصبح (اكثر سمكا)، وان قيمة المعلمة تؤشر او تدل على الرتبة لوجود العزوم مثال على ذلك $(if\ v = 2)$ فان عزوم الرتبة الثانية غير موجودة ولكن عزوم الرتبة الاولى موجودة ، لهذا السبب من الملائم (على الرغم انه غير ضروري) ان نفرض ان $v > 2$ ، لذلك H_t هي قابلة للتفسير كمصفوفة تباين مشترك شرطي، تحت هذا الافتراض، فان كثافة توزيع t ستعرف كالاتي:

$$g(z_t \mid \theta, v) = \frac{\Gamma\left(\frac{v+N}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{v}{2}\right)[\Pi(v-2)]^{\frac{N}{2}}}\left[1 + \frac{z_t' z_t}{v-2}\right]^{-\frac{N+v}{2}} \qquad \cdots(12)$$

حيث ان $\Gamma(.)$ هي دالة Gamma ، وفي هذه الحالة $e = v$ ، دالة الكثافة لـ y_t يتم الحصول عليها بسهولة بتطبيق المعادلة (10) .

ان ملائمة توزيع t– Student تكون ضعيفة وذلك عندما تكون الأخطاء ملتوية، ولحساب كل من الالتواء والتفلطح في العوائد فان نموذج MGARCH يشترك مع دالة كثافة متعدد المتغيرات للاخطاء التي هي ملتوية ولها ذيول سميكة، ان دوال الكثافة المستخدمة في هذا السياق هي خليط لكثافات طبيعية متعددة متغيرات ، توزيع hyperbolic المعمم ودالة كثافة Skew-Student متعدد المتغيرات

ان خصائص التقارب للتقديرين لـ ML و QML في نماذج GARCH متعدد المتغيرات غير مشتقة الى الان، وكما اشار Jeantheau (19981)، بأن التقارب الطبيعي لـ QMLE غير موجود عموما.

ان تقدير معالم الوسط الحسابي الشرطي يكون متسق في المرحلة الاولى ، تسبق تقدير معلمات التباين الشرطي ، كما في نموذج *VARMA*، وان تقدير معلمات الوسط الحسابي انيا مع معلمات التباين الشرطي يزيد من الكفاءة على الاقل في العينات الكبيرة (ما لم تكون مصفوفة التباين المشترك التقاربي كتلة قطرية **block diagonal** بين معلمات التباين والوسط الحسابي) ولكن حسابيا يكون اكثر صعوبة، لذلك عادة ما يؤخذ انموذج بسيط جدا للوسط الحسابي الشرطي او تعد $y_t - \hat{\mu}_t$ كبيانات لقياس انموذج **MGARCH**

11- **احصاءات بورتمنتو** Portmanteau Statistics

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

$$HM(M) = T^2 \sum_{j=1}^{m} (T-j)^{-1} tr\{C_{y_t}^{-1}(0) C_{y_t}(j)\, C_{y_t}^{-1}(0) C_{y_t}'(j)\} \quad \cdots (13)$$

حيث **m** تمثل الازاحة ، **k** تمثل عدد المتغيرات $y_t = vech(y_t y_t')$

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

H_0:There is no 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 تم تعميم هذه الاحصاءة باستخدام التمثيل الطيفي من قبل **Lalancette (2003), Duchesne** 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، باستبدال y_t بواسطة $\hat{\epsilon}_t = \hat{H}_t^{-1/2} \hat{\eta}_t$ ، فيكون التوزيع مقارب لاحصاءة **Portmanteau** بعد تقدير $\hat{\epsilon}_t$.

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

إحصاءة الاختبار هي $LL(M) = T \sum_{h=1}^{m} \tilde{R}^2(h)$ وتوزيعها مقارب الى $\chi^2_{(m)}$ وتحت افتراض عدم وجود تجانس تباين شرطي .

1-11 **اختبار** Engel – Granger **للتكامل المشترك**

يشير **Engel – Granger(1998)** الى امكانية توليد نموذج خطي يتصف بالاستقراريه [3] من السلاسل الزمنية غير المستقرة عن طريق تقدير معادلة الانحدار بطريقة المربعات الصغرى، 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 .

2-11 **اختبار** Jarque Bera

يستعمل اختبار جاركو بيرا لمعرفة فيما اذا كانت البيانات تتوزع توزيع طبيعي او غير طبيعي حيث ان احصاءة الاختبار هي كما يأتي :

$$*JB = \frac{n}{6}\left(S^2 + \frac{1}{4}(K-3)^2\right) \quad ,$$

اذ ان n تمثل عدد المشاهدات

S : تمثل الالتواء
K : تمثل التفلطح
وان فرضية العدم تنص على ان التوزيع يكون طبيعي والفرضية البديلة تنص على ان التوزيع غير طبيعي .

12- التنبؤ

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

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

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

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

جيث ان P تمثل درجة النموذج
i : تمثل التذيل
σ^2 تمثل التوقع الشرطي

13- الجانب التطبيقي

تم جمع بيانات حول سعر صرف الدينار العراقي اليومي مقابل الدولار الامريكي وسعر الذهب العالمي اليومي وسعر النفط العالمي اليومي بالدولار الامريكي وللمدة 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**

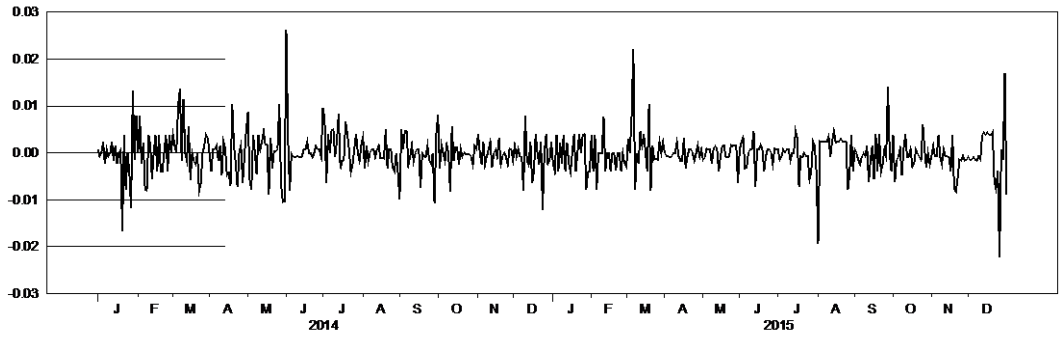
www.Kitco .com/script/hist charts/yearly_graphs.plx

3. **الاسعار العالمية اليومية للنفط** **www.opec.org**

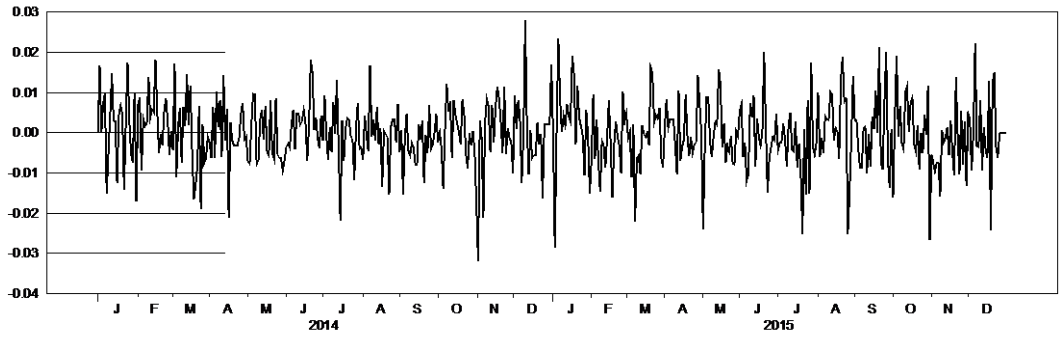
ونظرا لما تتصف به البيانات المالية من عدم استقرارية فقد تم تحويلها الى سلاسل عوائد للحصول على سلاسل مستقرة، ويعد هذا الاجراء الاجراء المتبع للتعامل مع هكذا نوع من البيانات في جميع البحوث العالمية وتم احتساب سلسلة العوائد طبقا للمعادلة الاتية [2]

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

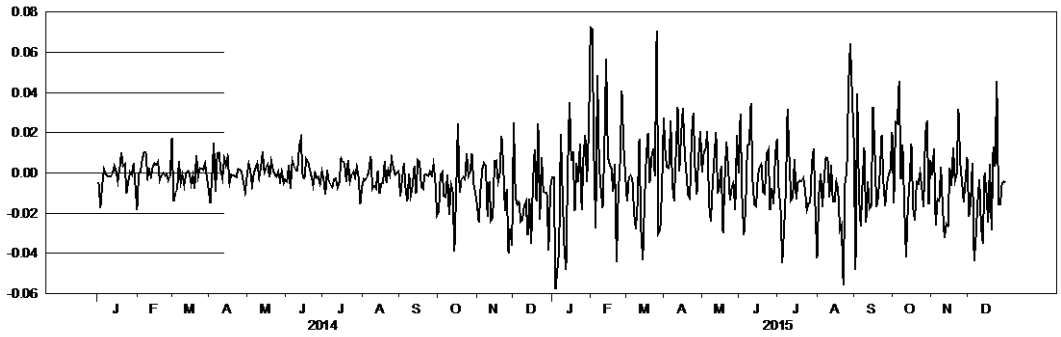
وقد تم استخدام البرنامج الاحصائي (RATS Regressions Analysis of Time Series Estima\USA) في الجانب العملي وهو من البرامج الرائدة في الاقتصاد القياسي وتحليل السلاسل الزمنية ويستخدم في جميع انحاء العالم من قبل الاقتصاديين وغيرهم في تحليل السلاسل الزمنية والبيانات المقطعية وفي تقدير وتطوير النماذج الاقتصادية، والتنبؤ، وهو سريع، فاعل وشامل في الاقتصاد القياسي وفي تحليل السلاسل الزمنية ولأكثر من عقدين ويعد البرنامج الاكثر اهمية في الجامعات والبنوك المركزية والشركات العالمية .



الشكل (1) يبين سلسلة عوائد سعر صرف الدينار العراقي

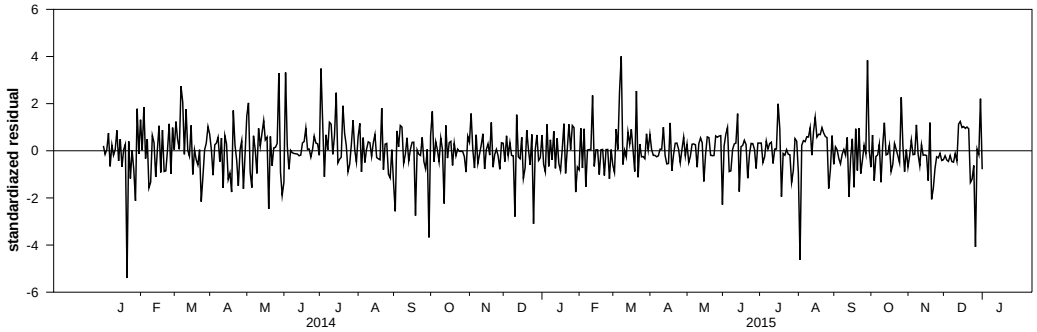


الشكل (2) يبين سلسلة عوائد سعر الذهب

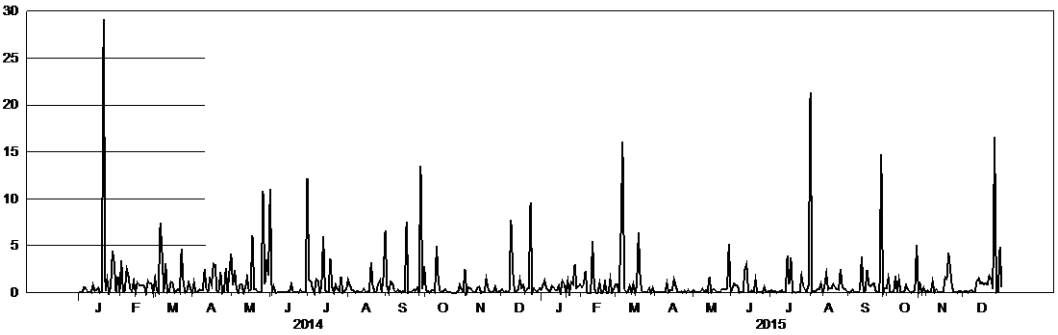


الشكل (3) يبين سلسلة عوائد سعر النفط

ان سلسلة عوائد سعر الصرف الشكل (1) وعوائد سعر الذهب الشكل (2) وسلسلة عوائد سعر النفط الشكل (3) تكون لها تقلبات متشابهة في سنة 2014، وفي الربع الاخير من سنة 2014 وحتى نهاية سنة 2015 يكون التقلب مرتفعاً في سلسلة عوائد سعر النفط عما هو عليه في سلسلة عوائد سعر الصرف وسعر الذهب وهذا بسبب الانخفاض السريع في اسعار النفط.

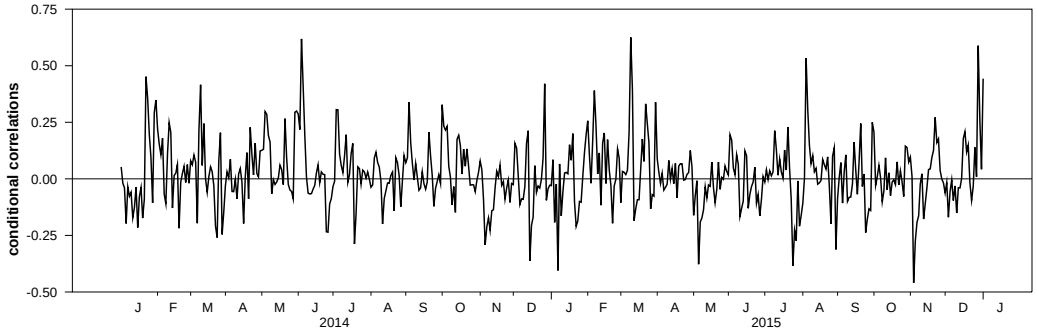


الشكل (4) يبين سلسلة البواقي المعيارية لعوائد سعر صرف الدينار العراقي انموذج BEKK (2,2)

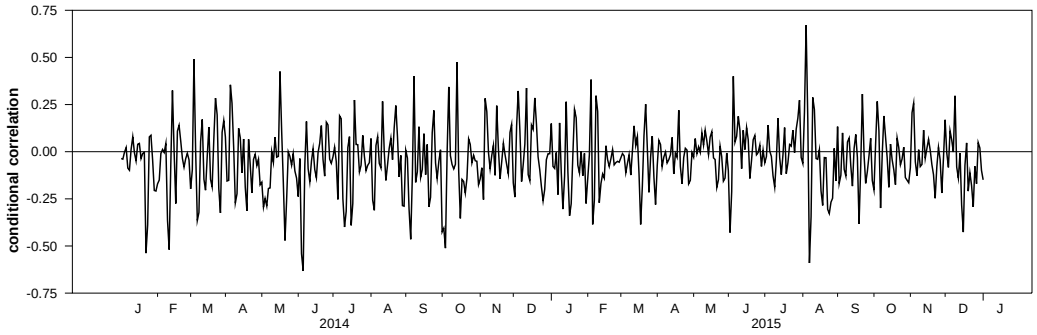


الشكل(5) يبين سلسلة مربع البواقي المعيارية لعوائد سعر صرف الدينار العراقي انموذج BEKK(2,2)

الشكل (4) يبين سلسلة البواقي المعيارية لعوائد سعر صرف الدينار العراقي انموذج BEKK (2,2) حيث تكون هناك تقلبات في فترات على مدى السنتين ، والشكل (5) يبين سلسلة مربع البواقي المعيارية لعوائد سعر صرف الدينار العراقي انموذج BEKK(2,2) ويظهر فيه التقلب مرتفعاً في بداية سنة 2014 وتعنقد في التقلب على مدى السنتين .

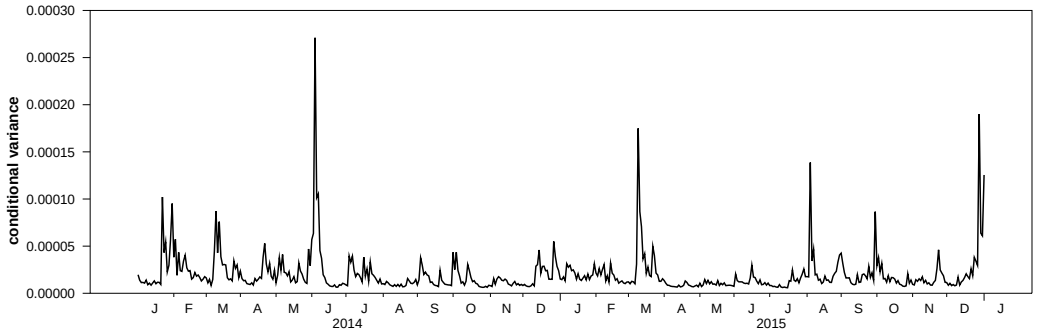


الشكل (6) يبين الارتباط الشرطي المقدر بين عوائد سعر صرف الدينار العراقي وعوائد سعر الذهب انموذج BEKK(2,2)

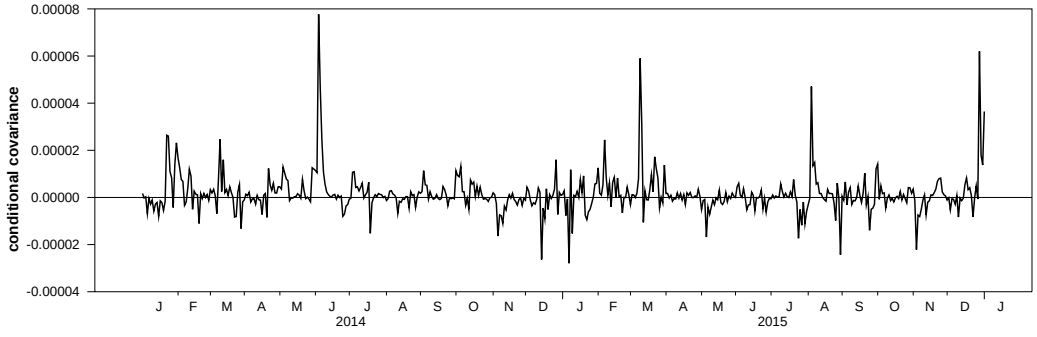


الشكل (7) يبين الارتباط الشرطي المقدر بين عوائد سعر صرف الدينار العراقي وعوائد سعر النفط انموذج BEKK(2,2)

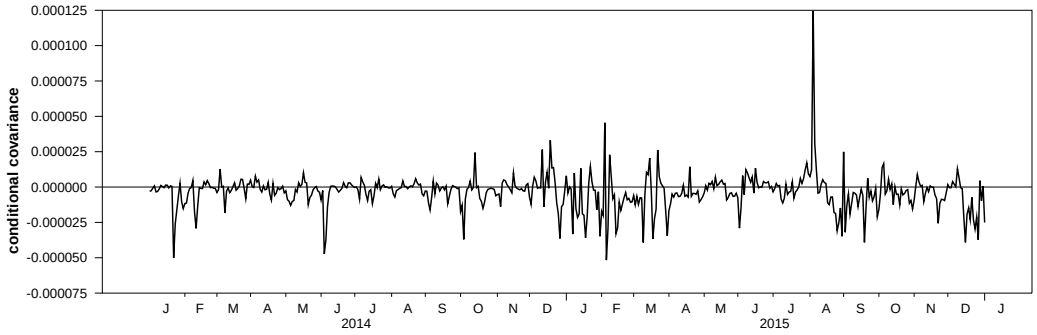
الشكل (6) يبين الارتباط الشرطي المقدر بين عوائد سعر الصرف وسعر الذهب يتراوح بين القيم 0.5- و 0.6 على مدى السنتين وهو نفسه بين عوائد سعر الصرف وسعر النفط الشكل (7)



الشكل (8) يبين التباين الشرطي المقدر لعوائد سعرصرف الدينار العراقي انموذج BEKK(2,2)
الشكل (8) يبين التباين الشرطي المقدر لعوائد سعر الصرف حيث ان هناك تقلبات مرتفعة في النصف الاول من سنة 2014 وفي بداية والنصف الاخير من سنة 2015

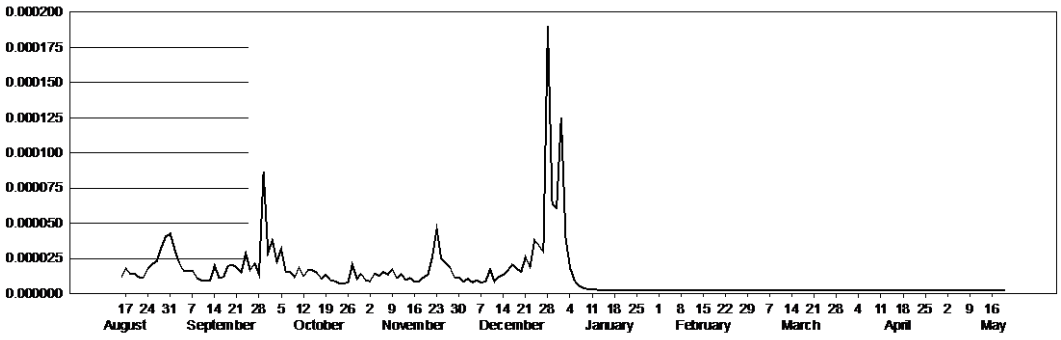


الشكل (9) يبين التباين المشترك الشرطي المقدر لعوائد سعر صرف الدينار العراقي وعوائد سعر الذهب بالدولار الامريكي انموذج BEKK(2,2)

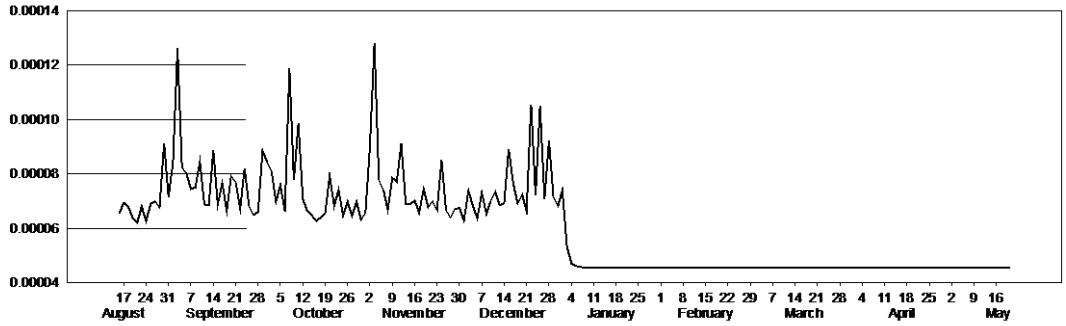


الشكل (10) يبين التباين المشترك الشرطي المقدر لعوائد سعر صرف الدينار العراقي وعوائد سعر النفط بالدولار الامريكي انموذج BEKK(2,2)

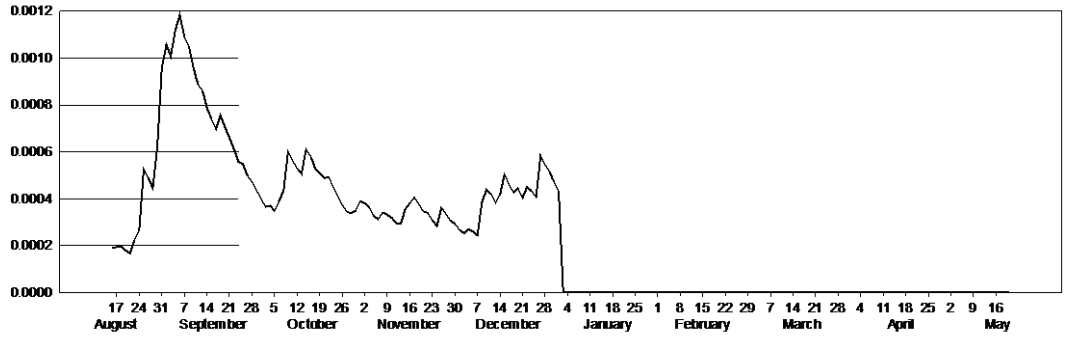
الشكل (9) يبين تقلبات مشتركة مرتفعة لعوائد سعر صرف الدينار وسعر الذهب في منتصف سنة 2014 وتنخفض بعدها ثم ترتفع من بداية 2015 الى نهاية السنة وهناك تقلبات مشتركة لعوائد سعر الصرف وسعر النفط الشكل (10) تكون ثابتة تقريبا في سنة 2014 وتبدأ بالارتفاع قليلا في بداية 2015 لتصل الى اعلى ارتفاع لها في شهر(8) وتنخفض بعدها في الربع الاخير من السنة تم الاعتماد على 100 قيمة مقدرة للتباين والتباين المشترك لسلاسل العوائد الثلاث وللانموذجين تبدأ من شهر 8 وتنتهي في شهر 12 لسنة 2015 للتنبؤ بـ 100 قيمة للتباين والتباين المشترك تبدأ من شهر 1 وتنتهي بشهر 5 لسنة 2016. بالنسبة لأنموذج BEKK(2,2) فان الشكل (11) يوضح التنبؤ بالتباين لعوائد سعر الصرف والشكل (12) التنبؤ بالتباين لعوائد سعر الذهب والشكل (13) التنبؤ بالتباين لعوائد سعر النفط حيث اظهرت التنبؤات للعوائد الثلاث ان هناك ثبات في تجانس التباين للعوائد الثلاث مع التطابق تقريبا عند القيمة صفر.



الشكل(11) يبين سلسلة التنبؤ بالتباين الشرطي واخر 100 قيمة مقدرة للتباين الشرطي لسلسلة عوائد سعر صرف الدينار العراقي بالدولار الامريكي انموذج BEKK(2,2)

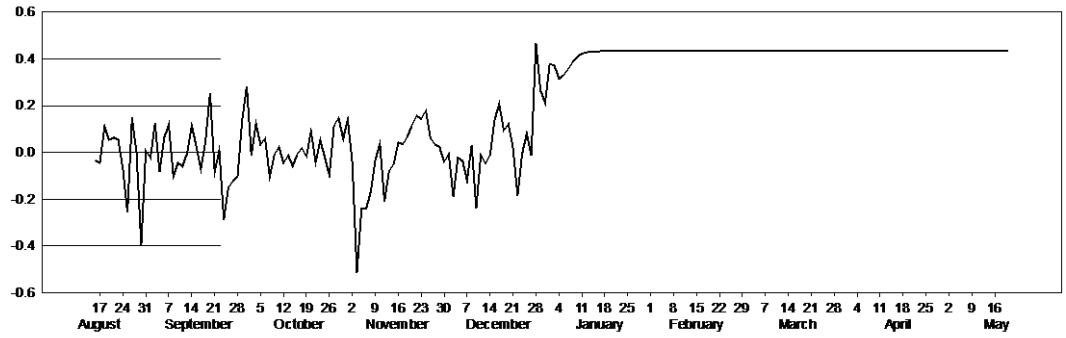


الشكل(12) يبين سلسلة التنبؤ بالتباين الشرطي واخر 100 قيمة مقدرة للتباين الشرطي لسلسلة عوائد سعر الذهب بالدولار الامريكي انموذج BEKK(2,2)

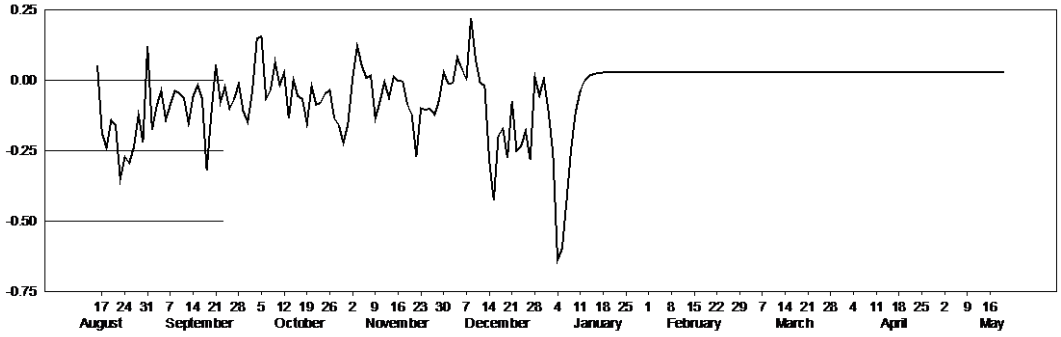


الشكل(13) يبين سلسلة التنبؤ بالتباين الشرطي واخر 100 مقدرة للتباين الشرطي لسلسلة عوائد سعر النفط بالدولار الامريكي انموذج BEKK(2,2)

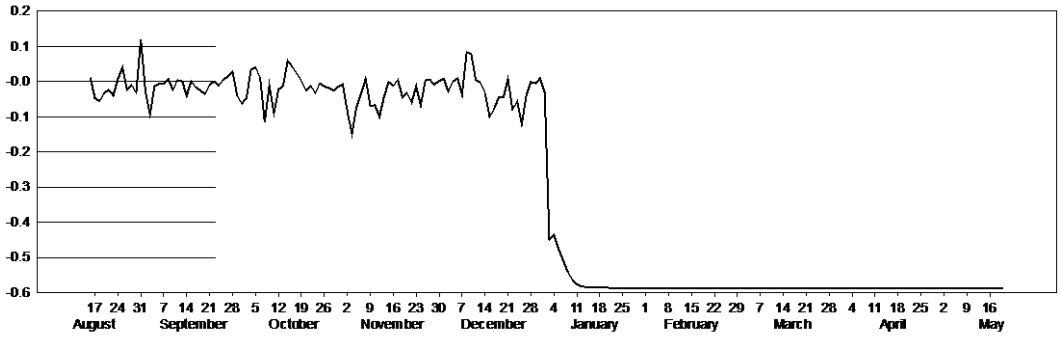
اما التنبؤ للتباينات المشتركة فان الشكل (14) يوضح التنبؤ بالتباين المشترك لعوائد سعر الصرف وسعر الذهب والشكل (15) التنبؤ بالتباين المشترك لعوائد سعر الصرف وسعر النفط والشكل (16) التنبؤ بالتباين المشترك لعوائد سعر الذهب وسعر النفط حيث اظهرت التنبؤات للعوائد الثلاث الثبات في تجانس التباين المشترك ويكون متطابق عند القيمة (0.4) لعوائد سعر الصرف وسعر الذهب والقيمة (0) لعوائد سعر الصرف وسعر النفط والقيمة (0.6-) لعوائد سعر الذهب وسعر النفط



الشكل (14) يبين سلسلة التنبؤ بالتباين المشترك الشرطي واخر 100 قيمة مقدرة للتباين المشترك الشرطي لسلسلة عوائد سعر صرف الدينار العراقي وسلسلة عوائد سعرالذهب بالدولار الامريكي انموذج BEKK(2,2)

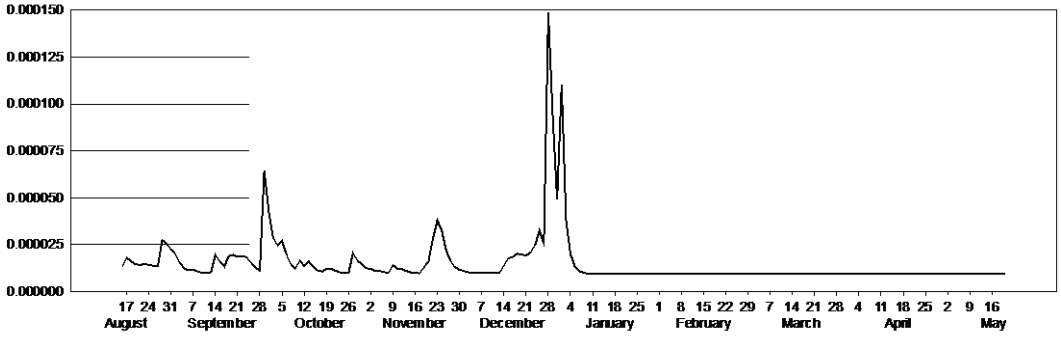


الشكل(15) يبين سلسلة التنبؤ بالتباين المشترك الشرطي وآخر 100 قيمة مقدرة للتباين المشترك الشرطي لسلسلة عوائد سعر صرف الدينار العراقي وسلسلة عوائد سعر النفط بالدولار الامريكي انموذج BEKK(2,2)

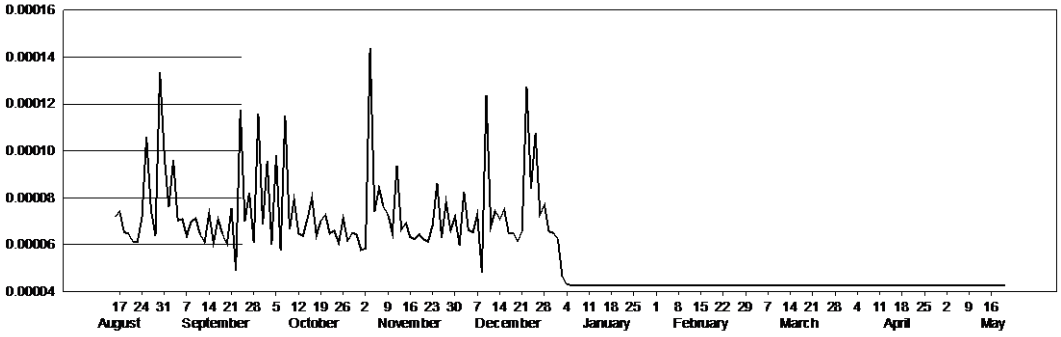


الشكل (16) يبين سلسلة التنبؤ بالتباين المشترك الشرطي وآخر 100 قيمة مقدرة للتباين المشترك الشرطي لسلسلة عوائد سعر الذهب وسلسلة عوائد سعر النفط بالدولار الامريكي انموذج BEKK(2,2)

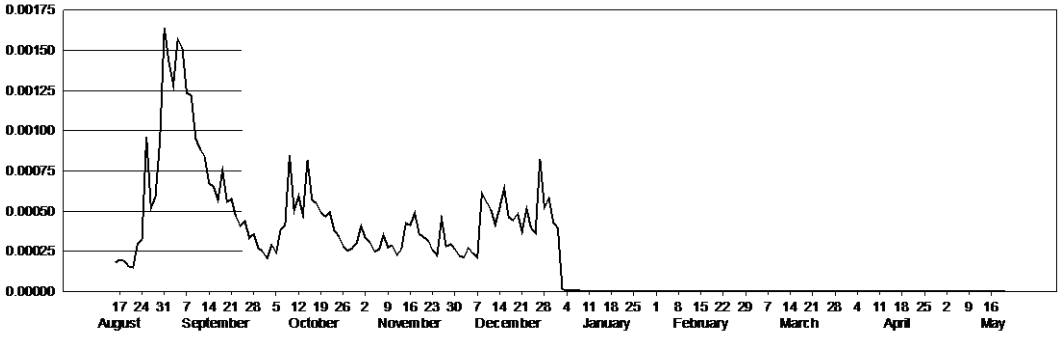
اما التنبؤ بالتباين الشرطي انموذج DVECH(2,2)، فان الشكل (17) يوضح التنبؤ بالتباين لعوائد سعر الصرف والشكل (18) التنبؤ بالتباين لعوائد سعر الذهب والشكل (19) التنبؤ بالتباين لعوائد سعر النفط حيث اظهرت التنبؤات للعوائد الثلاث ان هناك ثباتاً في تجانس التباين للعوائد الثلاث مع التطابق تقريبا عند القيمة صفر



الشكل (17) يبين سلسلة التنبؤ بالتباين الشرطي واخر 100 قيمة مقدرة للتباين الشرطي لسلسلة عوائد سعر صرف الدينار العراقي انموذج DVECH(2,2)

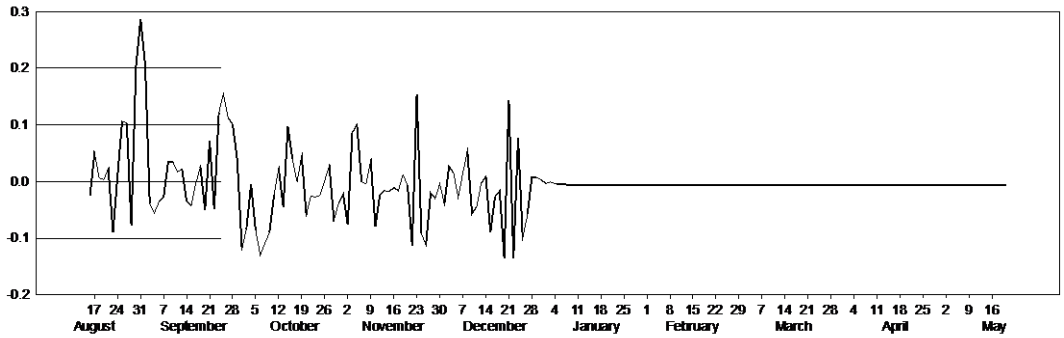


الشكل (18) يبين سلسلة التنبؤ بالتباين الشرطي واخر 100 قيمة مقدرة للتباين الشرطي لسلسلة عوائد سعر الذهب انموذج DVECH(2,2)

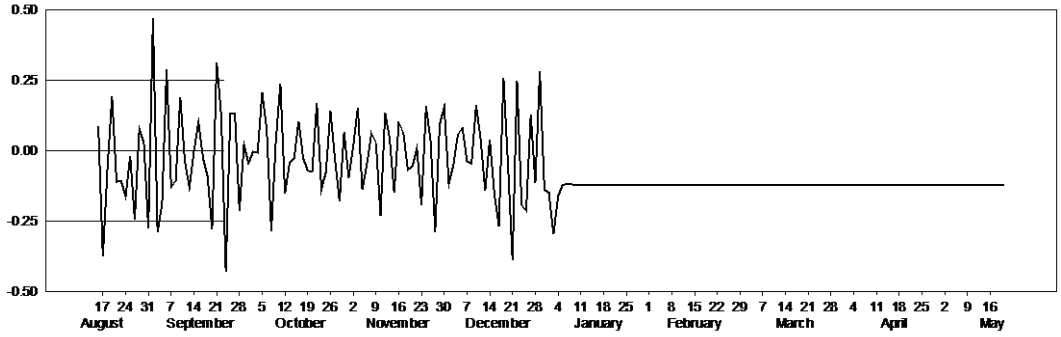


الشكل (19) يبين سلسلة التنبؤ بالتباين الشرطي واخر 100 قيمة مقدرة للتباين الشرطي لسلسلة عوائد سعر النفط انموذج DVECH(2,2)

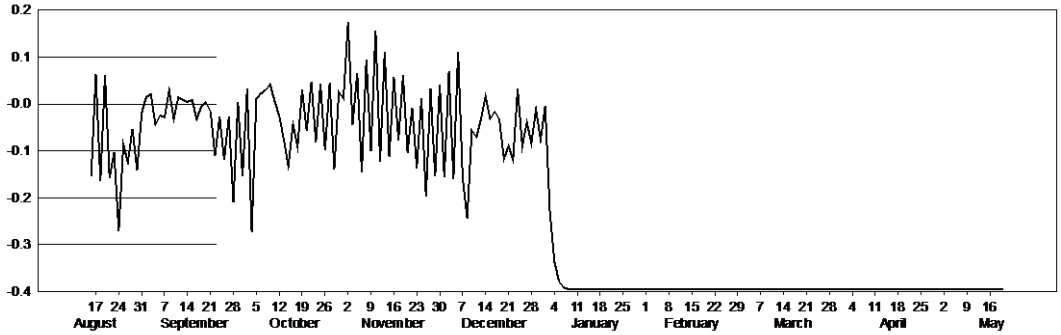
وان التنبؤ بالتباينات المشتركة للسلاسل الثلاث فان الشكل (20) يوضح التنبؤ بالتباين المشترك لعوائد سعر الصرف وسعر الذهب والشكل (21) التنبؤ بالتباين المشترك لعوائد سعر الصرف وسعر النفط والشكل (22) التنبؤ بالتباين المشترك لعوائد سعر الذهب وسعر النفط حيث اظهرت التنبؤات للعوائد الثلاث الثبات في تجانس التباين المشترك مع التطابق عند القيمة (صفر) لعوائد سعر الصرف وسعر الذهب ويكون اقل بقليل من الصفر لعوائد سعر الصرف وسعر النفط ومتطابق عند القيمة (0.4-) لعوائد سعر الذهب وسعر النفط .



الشكل (20) يبين سلسلة التنبؤ بالتباين المشترك الشرطي واخر 100 قيمة مقدرة للتباين المشترك الشرطي لسلسلة عوائد سعر صرف الدينار العراقي وسلسلة عوائد سعر الذهب انموذج DVECH(2,2)



الشكل (21) يبين سلسلة التنبؤ بالتباين المشترك الشرطي واخر 100 قيمة مقدرة للتباين المشترك الشرطي لسلسلة عوائد سعر صرف الدينار العراقي وسلسلة عوائد سعر النفط انموذج DVECH(2,2)



الشكل(22) يبين سلسلة التنبؤ بالتباين المشترك الشرطي وآخر 100 قيمة مقدرة للتباين المشترك الشرطي لسلسلة عوائد سعر الذهب وسلسلة عوائد سعر النفط انموذج DVECH(2,2)

13-1-تحليل البيانات

1- تم اجراء اختبار Engle-Granger للتكامل المشترك (Co-integration Test) للسلاسل الزمنية الثلاثة المتمثلة بسلسلة سعر الصرف للدينار العراقي مقابل الدولار الأمريكي وسعر الذهب بالدولار الأمريكي وسعر النفط بالدولار الأمريكي وهو اختبار يعتمد على تقدير التكامل المشترك بين السلاسل الزمنية من خلال المعادلة الخطية ومن ثم اجراء الاختبار على البواقي المقدرة وتنص فرضية العدم في هذا الاختبار بعدم وجود تكامل مشترك، حيث تبين ان القيمة المطلقة لإحصاءة الاختبار بلغت 25.0375 وهي اعلى من القيم الاحتمالية لكل مستويات المعنوية الاحصائية هذا يعني رفض فرضية العدم اي ان هناك تكاملاً مشتركاً 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	
Test Statistic	-25.0375**
1%(**)	-4.7032
5%(*)	-4.1424
10%	-3.8520

2- تم إيجاد الإحصاءات الوصفية لسلاسل العوائد الثلاث فكانت كما في الجدول (2) وكذلك اجراء اختبار Jarque Bera على سلاسل العوائد والتي تكون فيه قيم الاحصاءة معنوية وفيه يتم رفض فرضية العدم التي تنص بأن التوزيع طبيعي اي ان سلاسل العوائد الثلاث تتوزع توزيع غير طبيعي .

جدول رقم (2) يبين الاحصاءات الوصفية لسلاسل العوائد الثلاث سعر الصرف وسعر النفط وسعر الذهب بالدولار الامريكي

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**	**Signif 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**	**MaxValue**		
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 وكما موضح في الجدول (3) تكون قيم الاحصاءة فيها عند الازاحة من 1-12 معنوية وعندها 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.

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	Signif	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

$* MV - LM = \frac{1}{2} Tn(n+1) - Ttr(\Sigma_{VECH} - \Sigma_0^{-1})$

4- تم اجراء اختبار **Multivariate Q** على الأخطاء العشوائية الناتجة من تحليل الانحدار الخطي لسلاسل عوائد سعر الصرف والذهب والنفط بالدولار الأمريكي ويبين هذا الاختبار المعادلة (13) في الجانب النظري وكما موضح في الجدول (4) حيث يبين قيم الاحصاءة في اختبار **Multivariate Q** والازاحات مختلفة من 1-12 والتي تكون غير معنوية ومن ثم يتم عدم رفض فرضية العدم بوجود تجانس في التباين وهذا يعني ان الأخطاء متجانسة في التباين كما في الجدول (4) الاتي.

جدول (4) يبين اختبار **Multivariate Q** على الاخطاء العشوائية الناتجة من تحليل الانحدار الخطي لسلاسل عوائد سعر الصرف والذهب والنفط بالدولار الأمريكي.

Multivariate Q	Significance Level(P Value) 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

5- تم اجراء اختبار **Multivariate ARCH*** وذلك على سلاسل البواقي للانموذج المختار والذي يمثل **BEKK(2,2)** والذي تم اختياره لأنه يحمل اقل مجموع مربعات للأخطاء وان الجدول (5) يمثل نتائج قيم الاحصاءة في اختبار **Multivariate ARCH** على سلاسل البواقي وفيه تكون غير معنوية عند الازاحة من 1-12 وفيها يتم عدم رفض فرضية العدم بوجود تجانس في التباين اي ان البواقي عشوائية..

جدول (5) يبين اختبار **Multivariate ARCH** على سلاسل بواقي انموذج **BEKK(2,2)** .

Statistic	Degrees	Signif	Lag
40.73	36	0.27005	1
75.57	72	0.36385	2
98.91	108	0.72265	3
136.20	144	0.66587	4
172.81	180	0.63643	5
207.76	216	0.64404	6

239.39	252	0.70597	7
271.14	288	0.75453	8
325.19	324	0.47094	9
363.38	360	0.44021	10
396.53	396	0.48306	11
431.72	432	0.49481	12

6- تم اجراء اختبار Multivariate ARCH وذلك على سلاسل بواقي انموذج DVEC(2,2) 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 عدم رفض فرضية العدم بوجود تجانس في التباين اي ان البواقي عشوائية.

جدول (6) يبين اختبار Multivariate ARCH على سلاسل بواقي انموذج(2,2) DVECH

Statistic - Result	Degrees	Significance	Lag
19.50	36	0.98864	1
19.50	36	0.98864	2
19.50	36	0.98864	3
19.78	36	0.98707	4
19.68	36	0.98766	5
19.64	36	0.98787	6
19.70	36	0.98754	7
19.67	36	0.98768	8
19.75	36	0.98725	9
19.67	36	0.98772	10
19.87	36	0.98656	11
20.03	36	0.98553	12

7- اختبار LJUNG- BOX: تم اجراء اختبار Ljung- Box لسلاسل بواقي انموذجي DVEC(2,2)، BEKK (2,2) وعند الازاحة 12 تكون قيم ألاحصاءه غير معنوية لسلسلة سعر الصرف وسلسلة سعر الذهب وفيها يتم عدم رفض فرضية العدم والتي تنص على عدم وجود ارتباط ذاتي في البواقي لهاتين السلسلتين، وتم اختيار انموذج BEKK(2,2) والذي تكون قيمة الاحصاءة لسلسلة عوائد سعر الصرف اقل قيمة معنوية من انموذج DVEC(2,2) وكما هو الحال في الجدول (7) .

جدول (7) يبين اختبار Ljung-Box لسلاسل بواقي انموذجي BEKK(2,2) و DVEC(2,2)

Models	Series Residual	Q-Statistic	SignifLvl	Lags
DVEC(2,2)	Exchange rats	14.250	0.285059	12
	Gold	18.910	0.090726	12
	Oil	36.438	0.000275	12
BEKK(2,2)	Exchange rats	12.604	0.398461	12
	Gold	19.742	0.072120	12
	Oil	44.063	0.000015	12

8- اختبار LJUNG-BOX :تم تطبيق اختبار Ljung-Box لسلاسل مربعات البواقي لانموذجي BEKK(2,2) و DVEC(2,2) والتي تكون فيه قيم الاحصاءة 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 لانموذجي BEKK(2,2) و DVEC(2,2)

Models	Sequared Series Residual	Q-Statistic	Significance Level(P Value)	Lags
DVEC(2,2)	Exchange rats	3.378	0.992239	12
	Gold	5.877	0.922172	12
	Oil	10.378	0.582850	12
BEKK(2,2)	Exchange rats	3.882	0. 985473	12
	Gold	8.022	0.783382	12
	Oil	18.404	0.103972	12

9- الجدول (9) يبين قيمة MSE حيث ان له اقل قيمة عند انموذج BEKK(2,2) فيما يخص سلسلة عوائد سعر الصرف وهو المعيار الذي يميز انموذج BEKK(2,2)عن انموذج DVEC(2,2)

جدول (9) يبين قيم المعيار MSE الى سلاسل البواقي لانموذجي(BEKK(2,2 , DVEC(2,2)

Models	Series	MSE
DVEC(2,2)	Exchange rats	1.008706392503
	Gold	1.024027399710
	Oil	.961967014922
		MSE
BEKK(2,2)	Exchange rats	.976220483583
	Gold	1.002694626910
	Oil	.970010923844

جدول (10) يبين قيم المعيار MSE لسلاسل البواقي المتنبأ بها لانموذجي BEKK(2,2) و DVEC(2,2)

Models	Series	MSE
BEKK(2,2)	Exchange rats	.459047279964
	Gold	1.249788927525
	Oil	1.091380113269
DVEC(2,2)	Exchange rats	.505204048888
	Gold	1.237622515179
	Oil	1.065194464913

10- جدول (10) يبين قيم المعيار MSE لسلاسل البواقي المتنبأ بها للانموذجين BEKK(2,2) و DVEC (2,2) وقد تبين ان MSE لانموذح BEKK(2,2) هي اقل فيما يخص سلسلة عوائد سعر الصرف وهو المعيار الذي يميز انموذج BEKK(2,2) عن انموذج DVEC(2,2)

جدول (11) يبين تقدير معلمات انموذج DVEC(2,2)

Variable	Coeff	StdError	T-Stat	Signif
1. Mean (EXCHANG RATS)	-2.2423e-004	1.4569e-004	- 1.53912	0.12377529
2. Mean (GOLD)	-2.9404e-004	3.6924e-004	-0.79635	0.42582616
3. Mean (OIL)	-1.2693e-003	3.8752e-004	-3.27535	0.00105531
4. C(1,1)	5.9381e-006	4.6463e-007	12.78028	0.00000000
5. C(2,1)	-1.0791e-007	7.1562e-007	-0.15080	0.88013407
6. C(2,2)	3.8784e-005	2.0191e-006	19.20900	0.00000000
7. C(3,1)	-7.5122e-007	1.2295e-006	-0.61101	0.54119073
8. C(3,2)	-5.8985e-006	4.6476e-006	-1.26915	0.20438896
9. C(3,3)	4.5726e-006	1.3687e-006	3.34078	0.00083543
10. A{1}(1,1)	0.2669	0.0380	7.01865	0.00000000
11. A{1}(2,1)	-0.0350	0.0383	-0.91231	0.36160346
12. A{1}(2,2)	-0.0300	0.0197	-1.52434	0.12742363
13. A{1}(3,1)	-6.1178e-003	7.7395e-003	-0.79046	0.42925910
14. A{1}(3,2)	0.0545	0.0321	1.70017	0.08909921
15. A{1}(3,3)	0.2405	0.0102	23.61081	0.00000000
16. A{2}(1,1)	0.1042	0.0183	5.70897	0.00000001
17. A{2}(2,1)	0.0869	0.0359	2.41847	0.01558595
18. A{2}(2,2)	0.1226	0.0217	5.63663	0.00000002
19. A{2}(3,1)	0.1965	1.0422e-003	188.57536	0.00000000
20. A{2}(3,2)	0.0270	0.0306	0.88098	0.37832646
21. A{2}(3,3)	0.0183	0.0162	1.12673	0.25985790
22. B{1}(1,1)	0.2145	0.0176	12.19980	0.00000000
23. B{1}(2,1)	0.6037	0.3020	1.99921	0.04558516
24. B{1}(2,2)	0.1443	0.0285	5.05831	0.00000042
25. B{1}(3,1)	-0.5536	0.0469	-11.79545	0.00000000
26. B{1}(3,2)	-0.5054	0.3163	-1.59757	0.11013889
27. B{1}(3,3)	0.3334	0.0127	26.26493	0.00000000
28. B{2}(1,1)	0.1513	0.0168	9.00230	0.00000000
29. B{2}(2,1)	-0.1114	0.3089	-0.36070	0.71832598
30. B{2}(2,2)	0.2171	0.0294	7.38043	0.00000000
31. B{2}(3,1)	-0.6443	6.2489e-003	-103.10329	0.00000000
32. B{2}(3,2)	0.4601	0.3038	1.51429	0.12995330
33. B{2}(3,3)	0.4246	0.0137	30.89110	0.00000000

جدول (12) يبين تقدير معلمات انموذج BEKK(2,2)

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Mean(EXCHANG RATS)	-0.000180060	0.000169478	-1.06244	0.28803738
2. Mean(GOLD)	-0.000078784	0.000368537	-0.21378	0.83072173
3. Mean(OIL)	-0.001381208	0.000479266	-2.88192	0.00395257
4. C(1,1)	0.000983411	0.000422725	2.32636	0.01999922
5. C(2,1)	0.005979171	0.001147144	5.21222	0.00000019
6. C(2,2)	0.002628544	0.002558584	1.02734	0.30425877
7. C(3,1)	-0.000287136	0.000585890	-0.49009	0.62407361
8. C(3,2)	-0.000036601	0.000567913	-0.06445	0.94861353
9. C(3,3)	0.000001528	0.000672857	0.00227	0.99818793
10. A{1}(1,1)	0.576466485	0.061756449	9.33451	0.00000000
11. A{1}(1,2)	0.187842145	0.122676510	1.53120	0.12572023
12. A{1}(1,3)	-0.098270613	0.089363547	-1.09967	0.27147495
13. A{1}(2,1)	-0.014043480	0.029326514	-0.47887	0.63203373
14. A{1}(2,2)	-0.016172097	0.074046108	-0.21841	0.82711298
15. A{1}(2,3)	0.002877719	0.061772990	0.04659	0.96284368
16. A{1}(3,1)	0.000211818	0.011750011	0.01803	0.98561725
17. A{1}(3,2)	0.013096091	0.028422312	0.46077	0.64496508
18. A{1}(3,3)	0.306629879	0.035582854	8.61735	0.00000000
19. A{2}(1,1)	0.277055497	0.074985841	3.69477	0.00022009
20. A{2}(1,2)	0.146633828	0.138693904	1.05725	0.29039850
21. A{2}(1,3)	-0.110619793	0.097286697	-1.13705	0.25551758
22. A{2}(2,1)	0.096287606	0.032431665	2.96894	0.00298831
23. A{2}(2,2)	-0.263395406	0.078589379	-3.35154	0.00080364
24. A{2}(2,3)	0.102358887	0.056078725	1.82527	0.06796010
25. A{2}(3,1)	-0.029270997	0.013022162	-2.24778	0.02459001
26. A{2}(3,2)	-0.079510547	0.034869638	-2.28022	0.02259447
27. A{2}(3,3)	0.073358222	0.074951993	0.97874	0.32771038
28. B{1}(1,1)	0.341399480	0.111182620	3.07062	0.00213615
29. B{1}(1,2)	-0.024733883	0.181657596	-0.13616	0.89169747
30. B{1}(1,3)	0.006951775	0.108712004	0.06395	0.94901266
31. B{1}(2,1)	-0.103105498	0.059494623	-1.73302	0.08309174
32. B{1}(2,2)	0.445675330	0.197331326	2.25851	0.02391371
33. B{1}(2,3)	0.053023949	0.072538281	0.73098	0.46479207
34. B{1}(3,1)	-0.003433902	0.009379127	-0.36612	0.71427429
35. B{1}(3,2)	0.002284526	0.020567784	0.11107	0.91155844
36. B{1}(3,3)	0.951545468	0.012415592	76.64117	0.00000000
37. B{2}(1,1)	0.562551062	0.073812450	7.62136	0.00000000
38. B{2}(1,2)	0.010555152	0.147019334	0.07179	0.94276560
39. B{2}(1,3)	0.055197416	0.091427350	0.60373	0.54602330
40. B{2}(2,1)	-0.148743056	0.056146870	-2.64918	0.00806878
41. B{2}(2,2)	0.297347750	0.201607126	1.47489	0.14024290
42. B{2}(2,3)	0.004044314	0.069393964	0.05828	0.95352521
43. B{2}(3,1)	0.013370883	0.017986318	0.74339	0.45724446
44. B{2}(3,2)	0.049365968	0.074926071	0.65886	0.50998416
45. B{2}(3,3)	0.025844069	0.133337723	0.19382	0.84631359

13-2- تفسير المعاملات لانموذج BEKK

ان معاملات A تقيس تأثير GARCH ومعاملات B تقيس تأثير ARCH ، فاذا كانت معاملات B اكبر من معاملات A هذا يعني ان هناك ثبات في التباين الشرطي واذا كانت معاملات A كبيرة تعني ان التقلب شانك او ذو رأس حاد (Spiky)، وان تفسير معاملات B هو اكثر صعوبة من تفسير معاملات A والصعوبة لا تكمن في الاشارة ولكن في القيم الكبيرة، فمثلا ان (1,2)(1) هو تأثير GARCH في الازاحة الاولى والذي يقيس تأثير البواقي للمتغير الاول على تباين المتغير الثاني وهكذا لبقية المعالم في الازاحة الثانية ، اما B(1) (1,2) هو تأثير ARCH في الازاحة الاولى والذي يقيس تأثير امتداد المتغير الاول على المتغير الثاني .

من الجدول (12) نلاحظ وجود معلمات معنوية وغير معنوية وان معاملات B اكبر نوعا ما من معاملات A ، وهذا يعني ان هناك ثبات في التباين الشرطي، ومن الوصف النظري لانموذج BEKK ان شرط استقرار التباين المشترك يتحقق للانموذج المقدر اذا كانت القيم المميزة اقل من الواحد

Eigen value (vech_a+vech_b)
(0.428, 0.000) (0.193, 0.000) (0.101, 0.000) (-0.097, 0.000) (0.067, 0.000) (-0.016, 0.000)

13-3- تفسير المعاملات لانموذج DVECH

في نموذج DVECH تكون هناك معادلة منفصلة لكل مركبة من مصفوفة التباين المشترك ،حيث ان Ci,j) تمثل التباين الثابت وان A(i,j) تمثل البواقي المربعة المزاحة (معاملات ARCH) وان B(i,j) هي التباين المزاح (معاملات GARCH) وبسبب ان مصفوفة التباين المشترك تنمذج بصورة منفصلة فمن الممكن ان تكون مصفوفة التباين المشترك غير موجبة معرفة لبعض المعلمات (حتى لو كانت جميعها موجبة) وكنتيجة فان نموذج DVECH يكون صعب في التقدير[2] .

يلاحظ من جدول (11)بوجود معلمات معنوية وغير معنوية وان معاملات B اكبر من معاملات A، وهذا يعني ان هناك ثبات في التباين الشرطي ويمكن تحويل معاملات انموذج DVECH الى تمثيل VECH المكافئ فتتكون المتجهات vech a vech b وايضا يتحقق شرط استقرار التباين المشترك لنموذج DVECH المقدر .

Eigen value (vech_a+vech_b)
(0.371, 0.000) (0.259, 0.000) (0.190, 0.000) (0.093, 0.000) (0.081, 0.000) (0.052, 0.000)

14- تحليل النتائج

تمت المقارنة بين تقدير انموذج BEKK(2,2) وانموذج DVECH(2,2) على اساس المعيار متوسط مربعات الخطأ MSE وتبين ان قيمة MSE لانموذج BEKK(2,2) هي (.97622048358) لسلسلة سعر صرف الدينار العراقي وهي اقل من قيمته لانموذج DVECH(2,2) حيث بلغت (1.0087063925) فيما يخص سلسلة سعر صرف الدينار العراقي وقد تم التنبؤ بـ (100) قيمة للتباين والتباين المشترك 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 والتباين المشترك الشرطي تبدأ من منتصف شهر الثامن سنة 2015 وحتى نهاية شهر الثاني عشر لنفس السنة، وايضا بنفس المعيار MSE تمت المقارنة بين تنبؤ انموذجي BEKK(2,2) و DVECH(2,2) حيث بلغت قيمته لسلسلة سعر الصرف (.459047279964) في انموذج BEKK(2,2)، وهي اقل من قيمته في انموذج DVECH (2,2) حيث بلغت (.505204048888) لنفس السلسلة .

15- الاستنتاجات

1- ان انموذجي BEKKو DVEC هو من نماذج التباين المشترك الشرطي وهي صيغ مقيدة من نموذج FULL-VECH الا ان هناك عيوب في انموذج DVECH.
2- من العيوب في انموذج DVECH ان تقليل المعالم لا يفرض التعريف الموجب.

3- ان بناء الانموذج DVECH لايتيح لتفاعلات اكثر بين المتغيرات، على سبيل المثال، فأن تأثير الصدمات في متغير معين يكون له تأثير امتداد على المتغيرات الاخرى، وهذا غير موجود في انموذج DVECH حيث ان محددات التباين للمتغير هو الصدمة التابعة له .

4- لغرض اتاحة مدى اوسع من التفاعلات مع فرض التعريف الموجب لمصفوفة التباين المشترك، تم إيجاد انموذج BEKK والذي من مميزاته المهمة ضمان التعريف الموجب لمصفوفة التباين والتباين المشترك .

5- نستنتج ان انموذج BEKK هو افضل من انموذج DVECH حيث من المقارنة بين الانموذجين باستخدام المعيار MSE تبين ان انموذج BEKK هو افضل من انموذج DVECH وهذا ربما يكون بسبب عدد المعلمات في انموذج BEKK يكون اكثر فقد تكون للانموذج القدرة على توضيح المعلومات السابقة في البيانات .

16- التوصيات

1- نوصي باستخدام انموذج الـBEKK في التنبؤ بسعر الصرف للدينار العراقي لضمان التعريف الموجب لمصفوفة التباين والتباين المشترك

2- نوصي باستخدام انموذج الـBEKK في التنبؤ بسعر الصرف للدينار العراقي لضمان قدرة الانموذج على توضيح المعلومات السابقة في البيانات.

المصادر

1- Bauwens, L. , Laurent, S. , and Rombouts, J.V., (2006), "Multivariate GARCH Models : A Survey", Journal of applied Econometrics, Vol. 21,No. 1, PP. 79 - 109 .

2- Doan , T. A. (2014), "RATS Handbook for ARCH/GARCH and Volatility Models", *Draft version. Estima, Evanston, IL.*

3- Engle R.F. and C.W.J Granger (1987) ,co-integration and error correction : Representation ,Estimation and testing ,Econometrica , Vol :55 , pp.251-276 .

4- Francq, C. , and Zakoian, J. M. (2010), "GARCH Models : Structure Statistical Inference and Financial Application", John Wiley and Sons .

5- Kubilay, M. M. (2012), "The Volatility Spillover Among Acountrys Foreign exchange Bound and Stock Markets Amultivariate GARCH analysis", Master Thesis, The Graduate School of Applied Mathematics of Middle East Technical University.

6- Ngailo, E. , Luvanda, E. and Massawe, E. S. (2014),"Time Series Modelling with ApplicationtoTanzania Inflation", Journal of Data Analysis and Information Processing,Vol. 2, No. 02, PP. 49.

7- Sedlak, J., Hartman, J. (2013), "Forecasting Conditional Correlation for Exchange Rate using Multivariate GARCH Models with Historical Value- AT-Risk application", Bachelor Thesis ,Uppsala University .

8- Su, W., and Huang, Y. (2010), " Comparison of Multivariate GARCH Model with application to Zero – Coupon Bond Volatility", Master Thesis 15 ECTS , LUND University

9- Yonis, M. (2011), "Stock Market Co- Movement and Volatility Spillover between USA and South Africa", MasterThesis, UMEA University .

The Comparison between the BEKK and DVECH Models of Multivariate GARCH Models with Practical Application

Abstract

The Purpose of this research is a comparison between two types of multivariate GARCH models BEKK and DVECH to forecast using financial time series which are the series of daily Iraqi dinar exchange rate with dollar, the global daily of Oil price with dollar and the global daily of gold price with dollar for the period from 01/01/2014 till 01/01/2016.The estimation, testing and forecasting process has been computed through the program RATS. Three time series have been transferred to the three asset returns to get the Stationarity, some tests were conducted including Ljung- Box, Multivariate Q and Multivariate ARCH to Returns Series and Residuals Series for both models with comparison between the estimation and forecasting models based on the criterion, mean Squared error (MSE), compared to the Suitability of these two models of the nature of the data and the ability to Capture the volatility. We concluded that BEKK is better than DVECH in forecasting from the model.

Keywords/ Multivariate GARCH Models, BEKK, Diagonal Vector GARCH DVECH