المجلة العراقية للعلوم الاحصائية (14) 2008
ص ص [15–42]

تحليل العلاقة بين الاسعار العالمية للنفط،اليورو والذهب باستخدام متجه الانحدار الذاتي (VAR)

صفاء يونس الصفاوي* **مزاحم محمد يحيى****

الملخص

في هذا البحث يتم تحليل العلاقة المتداخلة بين اسعار سلة اوبك وسعر صرف اليورو والاسعار العالمية للذهب،من خلال منظومة مكونة من 3 معادلات باستخدام نموذج متجه الانحدار الذاتي.تم تحديد اتجاه وقياس العلاقة السببية بين المتغيرات قيد البحث باستخدام اختبار كرانجر للسببية،إذ تم توصيف معادلتين استنادا إلى الاختبار الأخير،الأولى:علاقة سعر صرف اليورو بكل من اسعار سلة اوبك والأسعار العالمية للذهب وارتداداتها الزمنية،والثانية:علاقة سعر الذهب بكل من سعر صرف اليورو واسعار سلة اوبك وارتداداتها الزمنية. تم استخدام اختبار الاندماج المشترك لتحديد وجود علاقة طويلة الأمد بين المتغيرات قيد البحث من عدمه.لغرض التحليل،تم استخدام بيانات يومية للمدة من 2-1-2007 ولغاية 15-5-2008.اتضح من خلال التحليل ان هناك علاقة متداخلة بين الاسعار العالمية للمتغيرات قيد الدراسة،كما تبين ان متغير اسعار سلة اوبك هو متغير توضيحي،في حين ان متغيري السعر العالمي للذهب وسعر صرف اليورو هما متغيران معتمدان.

---

* أستاذ مساعد/ قسم الإحصاء والمعلوماتية/جامعة الموصل
** مدرس مساعد/ قسم الإحصاء والمعلوماتية/جامعة الموصل
تاريخ التسلم : 9 /2008/7 ——————— تاريخ القبول : 22 /2008/10

Analysis the relationship between world prices of Oil, Euro and Gold Using Vector Autoregressive (VAR)

Abstract

This research analyze the cross relationship between world prices for each of the Opec Oil, Euro exchange and Gold,in a system of three equations by using Vector Autoregressive Model.To specify and measure the direction of the causal relationship between the variables. We use Granger causality and specify two equations according to the last test,the first is:the relationship of the Euro exchange with the Opec Oil prices,world Gold prices and with their lags. The second is:the relationship of the Gold price with Euro exchange,Opec Oil price with their lags.We use co-integration test to determine if there is a long run relationship between the variables in this research. For the purpose of analysis we use daily data for the period from 2-1-2007 to 15-5-2008.It is obvious from the analysis that there is interlocation relationship between world prices of the variables in this study. It is also clear that is the variable of Opec Basket price is Exogenous, while the world prices of each Gold and Euro is Endogenous variables.

1- الجانب النظري

1-1المقدمة

يعد نموذج متجه الانحدار الذاتي (Vector AutoRegression) (VAR) من أكثر النماذج مرونة في تحليل السلاسل الزمنية متعددة المتغيرات (multivariate time series)، كما أنه يعد امتداداً طبيعياً من نموذج الانحدار الذاتي أحادي المتغير (univariate autoregressive model) إلى السلاسل الزمنية الحركية متعددة المتغيرات (Dynamic multivariate time series).

يستفاد من نموذج (VAR) في وصف السلوك الحركي للسلاسل الزمنية الاقتصادية والمالية وكذلك في التنبوء.إذ يتفوق التنبؤ باستخدام نموذج (VAR) على ما في السلاسل الزمنية أحادية المتغير (Univariate time series)،ذلك لأن نماذج (VAR) تتكون من منظومة من المعادلات، وان كل معادلة هي عبارة عن متغير

داخلي وعلاقته مع الارتدادات الزمنية للمتغير الداخلي فضلا عن بقية المتغيرات الخارجية (الارتدادات الزمنية للمتغيرات الداخلية) الأخرى في المنظومة، وتتم معالجة منظومة المعادلات هذه بشكل متماثل.عليه يمكن القول إن المنظومة هي صيغة مختزلة للشكل الهيكلي توضح العلاقات والتفاعلات بين المتغيرات عبر الزمن.

1-2 منهجية البحث:-

لغرض تحليل السلاسل الزمنية بوساطة متجه الانحدار الذاتي فانه يتطلب ثلاث خطوات اوليه تسبق كتابة المنظومة، وهذه الخطوات هي، أولا:اختبار جذور الوحدة (Unit Roots) ورتبة الاندماج (order of integration) وذلك للتأكد من أن كل السلاسل الزمنية للمتغيرات قيد الدراسة مستقرة (Stationary)،أو لتحويلها إلى حالة الاستقرار من خلال اخذ الفروقات لها.ثانيا: اختبار الاندماج المشترك (co-integration) بين السلاسل الزمنية وذلك لبيان هل أن متغيرات الدراسة لها علاقة توازنية في المدى البعيد (أي أنها تأخذ اتجاها مشتركا في المدى البعيد). ثالثا:اختبار السببية (Causality test)،والغرض منه تحديد اتجاه العلاقة السببية بين المتغيرات.

1-3 اختبارات جذور الوحدة (Unit Roots Tests):-

عند دراسة السلاسل الزمنية وخاصة تلك التي تتناول الجوانب الاقتصادية والمالية، يلاحظ وجود اتجاهات عشوائية (Stochastic Trends) معنوية تجعل السلسلة غير مستقرة، ولغرض إجراء عملية التحليل،فانه يتطلب معالجتها بتحويلها إلى سلسلة مستقرة، وذلك من خلال إيجاد الفرق الأول ($\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$) (First Difference) أو الفروقات من الرتب الأعلى وحسب طبيعة السلسلة ومدى استجابتها لهذا التحويل. ولغرض الحكم على استقرارية السلسلة فانه تتم عادة استخدام اختبار دكي فولير المطور ((Augmented Dickey and Fuller (1981) أو اختبار فيليب-بيرن ((Phillip-Perron(1988)) (PP)، وسيستخدم في هذا البحث اختبار دكي فولير المطور.

اختبار دكي فولير المطور (ADF) Augmented Dickey-Fuller test:-

يعد اختبار دكي فولير المطور نسخة مطورة من اختبار دكي فولير(1979) (DF)(Dickey and Fuller (1979))، ويستخدم في نماذج السلاسل الزمنية المعقدة والكبيرة.ففي عام (1981) طور كل من دكي وفولير ثلاث معادلات انحدار مختلفة لاختبار وجود جذور الوحدة،وسميت هذه المعادلات باختبار دكي فولير المطور.تحتوي معادلة الانحدار الأولى على الحد الثابت والاتجاه العام،في حين تحتوي المعادلة الثانية على الحد الثابت فقط،أما المعادلة الثالثة فهي بدون الحد الثابت اوبدون الاتجاه العام(Endres,Walter:1995)،وان حدود الخطأ في المعادلات الثلاث هي تشويش ابيض بتباين متساو، ولغرض إجراء اختبار جذور الوحدة فانه يستلزم تقدير واحدة أو أكثر من هذه المعادلات باستخدام طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية (Ordinary Least Squares) (OLS).ولغرض التوضيح فان معادلة الانحدار التي تحتوي على الحد الثابت والاتجاه العام(وهو النموذج الامثل)،هي (Ramona Sinoha-Lopete:2004) :-

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \delta_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \delta_p \Delta y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1)$$

إذ أن:-

y_t :-السلسلة الزمنية المراد اختبارها.

Δ :-الفرق الأول للسلسلة الزمنية.

$\alpha,\beta,\gamma,\delta$:-المعلمات المراد تقديرها.

p :-عدد الارتدادات الزمنية.

ε :-التشويش الأبيض له وسط حسابي مقداره الصفر وتباين ثابت وان عناصره غير مرتبطة ذاتيا.

بعد أن يتم تقدير معلمات معادلة الانحدار (1)،يتم اختبار الفرضيتين الآتيتين:-

$H_0 : \delta < 0$ (السلسلة (y_t) غير مستقرة(y_t يحتوي على جذور الوحدة))

(السلسلة (y_t) مستقرة) $H_1 : \delta = 0$

إذ تقارن قيم ($DF_\tau = \dfrac{\hat{\delta}}{SE(\hat{\delta})}$) المستخرجة مع قيم (τ) الجدولية (التي اقترحها (Mackinnon(1991))، فإذا كانت القيمة المطلقة لـ (DF_τ) اكبر من القيمة الجدولية المطلقة،عندئذ ترفض فرضية العدم (H_0)(Null Hypothesis)، وتقبل الفرضية البديلة (H_1)(Alternative Hypothesis) (أي أن السلسلة (y_t) مستقرة)،وبخلافه تعد السلسلة غير مستقرة، ومن ثم يستلزم اخذ الفرق الأول(First Difference) للسلسلة الزمنية ومن ثم إعادة الاختبار،فإذا كانت غير مستقرة في الفرق الأول يتم اخذ الفرق الثاني واختبارها،وهكذا إلى أن يتم الحصول على سلسلة مستقرة.

1-4 اختبار الاندماج المشترك Co-integration Test:-

يعد كرانجر (Granger(1969)) أول من أشار إلى مفهوم الاندماج المشترك، إذ عرفه على انه علاقة توازنية طويلة الأمد(Stable Long-run equilibrium relationship) بين المتغيرات،ومن ثم وسّع هذا المفهوم كل من كرانجر و اينكل (Engle–Granger(1987)) وكذلك جوهانسن (Johansen(1994, 1991,1988))، إذ يطلق على السلسلة أنها ذات اندماج (Integrated) من الرتبة (d)،إذا استقرت السلسلة بعد اخذ (d) من الفروقات، فمثلا إذا استقرت السلسلة بعد اخذ الفرق الأول لها،فيطلق عليها أنها ذات اندماج من الرتبة الأولى، وهكذا.

إن تحليل الاندماج المشترك الذي قدمه كرانجر و اينكل يقوم على انه إذا كانت بيانات المتغيرين (y_t) و (x_t) ذات اندماج من الدرجة نفسها (I(d))،وإذا كان بالامكان توليد تراكيب خطية من سلسلة البواقي ($\varepsilon_t = y_t - \alpha - x_t$)الناتجة من نموذج العلاقة الخطية بين المتغيرين ذات اندماج من الدرجة الصفرية (I(0))،فان متغيرات النموذج ستكون ذات اندماج من الدرجة نفسها (I(d)).وعليه فهذا يعني وجود علاقة توازنية طويلة الأمد(Sahabettin Gunes:2007).اما تحليل الاندماج المشترك الذي

قدمه جوهانسن، فهو الكثر شمولية من اختبار كرانجر واينكل، لانه يتناسب مع العينات صغيرة الحجم، وكذلك في حالة وجود الكثر من متغيرين.

إن وجود الاندماج المشترك بين السلاسل الزمنية يؤدي إلى تقديرات مزيفة (Spurious estimates) لمعلمات الانحدار المقدرة، عليه يتطلب إضافة مقدار الخطأ إلى المعادلات، وهو ما يسمى نموذج متجه تصحيح الخطأ (Vector Error Correction Model) (VECM) (العبدلي:2007).

1-5 اختبار كرانجر للسببية (Granger Causality Tests):-

إن الهدف من البحوث الاقتصادية هو في تحديد اتجاه العلاقة السببية بين المتغيرات الاقتصادية وقياسها.فإذا كانت هناك سلسلتان زمنيتان (y_{1t}) و (y_{2t})، فان مفهوم كرانجر للسببية (Granger(1969))،هو انه إذا كان التغير في المتغير (y_{1t}) يسبب التغير في المتغير(y_{2t})،ولكن الأخير لا يسبب التغير في المتغير (y_{1t})، فهذا يعني أن قيم (y_{1t}) تتأثر فقط بقيمها الماضية،وليس بقيم (y_{2t}) الماضية.بينما قيم (y_{2t}) تتأثر بالقيم الماضية لكلا المتغيرين ((y_{1t})، (y_{2t}))، فضلا عن القيمة الحالية لـ (y_{1t}) مع الاخذ بنظر الاعتبار التاخير الزمني في العلاقة السببية.

لتوضيح مفهوم سببية كرانجر في متجه الانحدار الذاتي:-

ليكن $(y_t = y_{1t}' \ y_{2t}')'$ متجه بمتغيرين هما (y_{1t}) و (y_{2t}) بالإبعاد (k_1) و (k_2) على الترتيب (إذ أن $k=k_1+k_2$)،وان $(\varepsilon_t = \varepsilon_{1t}' \ \varepsilon_{2t}')'$ هو متجه التشويش الأبيض،عليه يمكن كتابة نموذج (VAR(P)) بالصيغة الآتية:-

$$\begin{bmatrix} \Phi_{11}(B) & \Phi_{12}(B) \\ \Phi_{12(B)} & \Phi_{22}(B) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \delta_{1t} \\ \delta_{2t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{1t} \end{bmatrix} \qquad \ldots(2)$$

فإذا كانت $\Phi_{12}(\beta) = 0$ فان (y_{1t}) يطلق عليه بأنه سببي (y_{2t})،ولكن (y_{2t}) لا يسبب (y_{1t}) (ويعبر عنها بـ $y_{1t} \rightarrow y_{2t}$).عليه فإن القيم المستقبلية لـ(y_{1t}) تتأثر بقيمه الماضية فقط، وليس بالقيم الماضية للمتغير(y_{2t}).بينما تتاثر قيم (y_{2t}) بالقيم

الماضية لكلا المتغيرين(y_{1t} y_{2t})،وعليه في مثل هذه الحالة يتطلب بناء نموذج لـ (y_{1t}) بمعزل عن (y_{2t}) ((Intriligator,et al.:1996)).

6-1 متجه الانحدار الذاتي (Vector AutoRegressive)(VAR):-

إن متجه الانحدار الذاتي هو حالة عامة لنماذج الانحدار الذاتي أحادية المتغيرات،ويعتبر من نماذج القياس الاقتصادي إذ يقيس العلاقات المتداخلة بين متغيرات السلاسل الزمنية.ويعمل متجه الانحدار الذاتي على معالجة جميع متغيرات الدراسة بشكل متماثل وذلك من خلال تضمين كل متغير في معادلة بحيث يفسر ذلك المتغير من خلال ارتداداته الزمنية والارتدادات الزمنية للمتغيرات الاخرى في النموذج. إن نموذج (VAR) يوضح العلاقة الخطية بين مجموعة من المتغيرات (k من المتغيرات الداخلية) في عينة مختارة مقاسه ضمن الفترة الزمنية نفسها (t=1,2,…,T)، وإن مجموعة المتغيرات سيتم وضعها في متجه (Y) أبعاده (kx1)،إذ أن عناصر هذا المتجه هي مجموعة المتغيرات (y_{it}).

يمكن تمثيل متجه الانحدار الذاتي من الرتبة (p)،ويسمى متجه الانحدار الذاتي بارتداد زمني مقداره (P) بالصيغة الآتية:-

$$Y_t=c+A_1Y_{t-1}+A_2Y_{t-2}+\dots+A_pY_{t-p}+e_t \quad \dots(3)$$

إذ أن:-

c : متجه الحد الثابت لمتغيرات متجه الانحدار الذاتي ابعاده (kx1).

A_i: مصفوفة ذات أبعاد (kxk) لكل i=1,2,…,p .

e_t : متجه أبعاده (kx1) لحدود الخطأ العشوائي بوسط حسابي مقداره الصفر($Ee_t=0$)،وان($Ee_te_t' = \Omega$)مصفوفة تغاير متعاصرة contemporaneously covariance matrix) أبعادها (nxn)،وان ($Ee_te_{t-k}' = 0$) لكل (k)(أي لا تعتمد على الزمن).

وللتبسيط فانه يمكن كتابة المعادلة (1) عندما (p=2) (أي (VAR(2)) بالصيغة الآتية:-

$$\begin{pmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} c_1 \\ c_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} A_{11} & A_{12} \\ A_{21} & A_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_{1t-1} \\ y_{2t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{pmatrix} \quad \ldots(4)$$

ويمكن كتابتها بصيغة المعادلات وكالاتي:-

$$\begin{aligned} y_{1t} &= c_1 + A_{11} y_{1t-1} + A_{12} y_{2t-1} + e_{1t} \\ y_{2t} &= c_2 + A_{21} y_{1t-1} + A_{22} y_{2t-1} + e_{2t} \end{aligned} \quad \ldots(5)$$

يلاحظ من المعادلتين (5) أنهما عبارة عن معادلتي انحدار للمتغيرين (y_{1t}, y_{2t}) على متغيرات خارجية مرتدة زمنيا.وعليه يمكن القول أن (VAR(p)) ما هو إلا منظومة من المعادلات غير المرتبطة ظاهريا(seemingly unrelated regression)(SUR).

2-الجانب التطبيقي:-

يتناول البحث ثلاثة متغيرات اقتصادية،هي متغير اسعار سلة اوبك(Y_1) ومتغير سعر صرف اليورو(Y_2) ومتغير الأسعار العالمية للذهب(Y_3) للمدة من 2-1-2007 إلى 15-5-2008، بعدد مشاهدات بلغ 344 مشاهدة يومية تم جمعها من مواقع على الانترنت*.

---

* أسعار سلة أوبك www.opec.org

الأسعار العالمية للذهب

www.kitco.com/scripts/hist_charts/yearly_graphs.plx

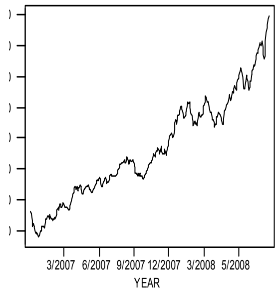
أسعار صرف اليورو

www.ecb.int/stats/exchange/eurofxref/html/usd.xml

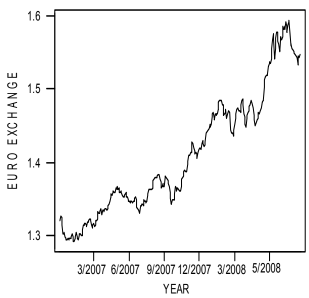
أن المتتبع لحركة السوق،يلاحظ ان حركة متغيرات البحث في بعض الاحيان متزامنه،وفي اخرى تتخاف احداها عن الاخريات.فمنذ عقد التسعينات أخذت أسعار النفط تتجه نحو الزيادة الملموسة وخاصة بعد العام 2000،فبعد أن كان سعر برميل النفط الخام عند مستوى 20 دولارا عام 1995 ارتفع إلى 28 دولارا عام 2000 ثم إلى نحو 51 دولارا عام 2005 قبل أن يكسر حاجز الـ 100 دولار في نهاية العام 2007 وما زال مستمرا بالصعود في العام 2008.أما سعر صرف اليورو نسبة الى الدولار، فبعد أن كان (على سبيل المثال) يعادل 95 سنتا في عام 2000،بلغ في عام 2005 بحدود 1.20 دولارا،وأصبح اليورو قريبا من 1.60 في عام 2008.إن ما حصل في أسعار برميل النفط وسعر صرف اليورو، يمكن تعميمه على أسعار اونصة الذهب بالدولار الأمريكي،فبعد ان كان معدل سعر اونصة الذهب في عام1995 هو (383$) صار في عام2000 (279$) وفي عام 2008 بحدود 1000$. يتضح مما تقدم أن اسعار النفط في عام 2008 قد ارتفعت عما كانت عليه في عام 2000 بحدود الخمسة اضعاف،وان سعر اونصة الذهب ارتفعت بحدود 3.5 ضعف للمدة نفسها، في حين ان اسعار صرف اليورو قد ارتفعت بحدود 0.60.وهذا يشير الى ان اسعار النفط قد تقدمت على اسعار السلعتين الاخريتين، ويعد هذا تحولا عما ماذهبت اليه النظرية النقدية،فالذهب وفقا لهذه النظرية يشكل الملاذ الأمن بوصفه أصلا يدخل في نسبة سلعة استراتيجية تطرد كل السلع الأخرى.مما يدفع بالمستثمرين والمضاربين إلى اللجوء إلى الذهب والعملات القوية الأخرى كاليورو لتعويض الخسارة،الا ان الملاحظ ان توجهات المضاربين والمستثمرين قد تحولت في جانب منها نحو المضاربة والاستثمار بالذهب الاسود بدلا من الذهب الاصفر.

بناء على ما سبق،يفترض البحث وجود علاقة متداخلة بين المتغيرات قيد الدراسة،لذا يعد هذا البحث محاولة لبيان اتجاهات هذه العلاقة وقياسها، فضلا عن تحديد طبيعة العلاقة على المدى البعيد(فيما اذا كانت طويلة ام قصيرة الامد).

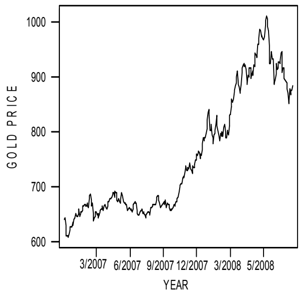
ان الخطوة الاولى في عملية تحليل السلاسل الزمنية هو رسم المتغيرات،اذ يلاحظ من الأشكال(1) إلى (3) أن السلاسل الزمنية للمتغيرات الثلاثة تتضمن الاتجاه العام،مما يتطلب استخدام اختبار دكي-فولير المطور لبيان فيما إذا كانت مستقرة من عدمه،وكذلك لتحديد رتبة الفروقات التي تحتاج اليها المتغيرات لتتحول إلى سلاسل مستقرة.



الشكل رقم (1)
يمثل اسعار سلة اوبك (دولار)



الشكل رقم (2)
يمثل اسعار صرف اليورو بالدولار



يمثل الاسعار العالَمَية للذهب (دولار)

من الجدول (1) الذي يوضح اختبارات دكي فولير للمعادلات الثلاث،يتضح أن البيانات غير مستقرة،إذ يلاحظ أن القيم المستخرجة اقل من القيم الجدولية،عليه يتطلب اخذ الفرق الأول أو الثاني وحسب استجابة البيانات عند اخذ الفروقات.

الجدول (1): يوضح نتائج اختبار دكي-فولير للبيانات الأصلية

Variable	Type	Rho	Prob<Rho	Tau	Prob<Tau
y1	Zero Mean	0.917578	0.8983	2.41	0.9964
	Single Mean	0.321951	0.9710	0.18	0.9709
	Trend	-23.1547	0.0336	-2.80	0.2001
y2	Zero Mean	0.170816	0.7228	1.69	0.9781
	Single Mean	-1.17956	0.8686	-0.69	0.8468
	Trend	-17.715	0.1053	-2.99	0.1357
y3	Zero Mean	0.298894	0.7549	1.10	0.9293
	Single Mean	-2.00378	0.7775	-1.08	0.7249
	Trend	-9.42787	0.4718	-2.09	0.5473

تم اخذ الفرق الأول للبيانات، وتمت إعادة الاختبار، وأتضح أن البيانات مستقرة عند الفرق الأول، إلا انه من خلال التحليل باستخدام متجه الانحدار الذاتي، لم يتم التوصل إلى نتائج متفقة مع النظرية الإحصائية، من ناحية دقة التوفيق بالنسبة الى معنوية المعلمات والمعادلات فضلا عن معامل التحديد (R^2) وكذلك فيما يتعلق بالتشويش الأبيض،عليه تم اخذ الفرق الثاني لمتغيرات الدراسة، وتمت إعادة اختبار البيانات من خلال اختبار دكي فولير، ويتضح من الجدول (2) أن البيانات مستقرة لكل معادلات الاختبار.عليه يمكن القول بان البيانات ذات اندماج من الرتبة الثانية(I(2.

الجدول (2): يوضح اختبار دكي-فولير المطور للبيانات بعد اخذ الفرق الثاني

Variable	Type	Rho	Prob<Rho	Tau	Prob<Tau
W_{1t}	Zero Mean	-237.264	0.0001	-10.81	<.0001
	Single Mean	-272.618	0.0001	-11.61	<.0001
	Trend	-272.623	0.0001	-11.59	<.0001
W_{2t}	Zero Mean	-252.653	0.0001	-11.22	<.0001
	Single Mean	-270.061	0.0001	-11.59	<.0001
	Trend	-270.16	0.0001	-11.57	<.0001
W_{3t}	Zero Mean	-264.491	0.0001	-11.50	<.0001
	Single Mean	-273.927	0.0001	-11.68	<.0001
	Trend	-274.699	0.0001	-11.67	<.0001

بما أن البيانات الأصلية للمتغيرات الثلاث غير مستقرة،وقد استقرت جميعها عند اخذ الفرق الثاني،أي أنها ذات اندماج من الرتبة (2)،وبما أن بيانات الفرق الثاني ذات اندماج من الرتبة (0).لذا وقبل إجراء تحليل المتغيرات بوساطة متجه الانحدار الذاتي فانه يتطلب اختبار المتغيرات فيما إذا كان هناك اندماج مشترك فيما بينها(علاقة توازنية طويلة الأمد بين المتغيرات)، خاصة وان البحث يتعامل مع متغيرات ذات طبيعة مالية،ولأجل إجراء اختبار الاندماج المشترك،فقد تم تطبيق طريقة جوهانسن (Johansen method)،التي تتضمن اختبارين،هما اختبار الأثر (trace test)

(λ_{trace})،والجذور المميزة العظمى (maximum eigenvalue)(λ_{max})،وتعمل هذه الطريقة على تحديد عدد متجهات الاندماج المشترك.

يتضح من الجدول (3) الذي يوضح نتائج اختبار جوهانسن للاندماج المشترك،يتضح عدم معنوية (λ_{trace}) عندما (r=0,1,2)،عليه سيتم قبول فرضية العدم لاختبار الأثر القائلة ان (r=0)،بمعنى،انه لا يوجد اندماج مشترك بين متغيرات البحث.ويعزز هذه النتيجة،اختبار الجذور المميزة العظمى،إذ يلاحظ أيضا عدم معنوية (λ_{max}) عندما (r=0,1,2).نستخلص من هذه النتيجة انه لا يوجد اندماج مشترك بين المتغيرات(أي لا توجد علاقة توازنية طويلة الأمد بين المتغيرات)، ومن ثم فانه لا حاجة الى إدخال حد تصحيح الخطأ في النموذج، وان الطريقة المناسبة في التقدير هي طريقة متجه الانحدار الذاتي(VAR).

الجدول (3): يوضح نتائج اختبار جوهانسن للاندماج المشترك

H_0: Rank=r	H_1: Rank>r	Eigenvalue	Trace	5% Critical Value
0	0	0.0605	25.51	29.38
1	1	0.0139	5.05	15.34
2	2	0.0014	0.46	3.84
H_0: Rank=r	**H_1: Rank=r+1**	**Eigenvalue**	**Max Eigen**	**5% Critical Value**
0	1	0.0605	20.46	20.97
1	2	0.0139	4.59	14.07
2	3	0.0014	0.46	3.76

لغرض إجراء عملية التقدير بوساطة متجه الانحدار الذاتي،فانه يتطلب تحديد رتبة الانحدار الذاتي،وذلك من خلال مصفوفات الانحدار الذاتي الجزئي (Partial autoregression matrices) ومصفوفات الارتباط الجزئي (Partial correlation matrices) معا،كما يمكن ذلك من خلال مصفوفات كانونيكال الجزئية (Partial canonical matrices).

يلاحظ من الشكل (4) الذي يمثل الشكل التخطيطي للانحدار الذاتي الجزئي،أن مصفوفة الانحدار الذاتي الجزئي معنوية للإزاحات من (1) إلى (9) بالاعتماد على الأخطاء القياسية عندما تكون اكبر من (2)، كذلك يبين الشكل (5) الذي يمثل الشكل التخطيطي للارتباطات الجزئية المتداخلة (partial cross-correlation)،أن مصفوفة الارتباطات معنوية أيضا للازاحات من (1) إلى (9) بالاعتماد على الأخطاء القياسية عندما تكون اكبر من (2)،عليه يمكن القول أن رتبة الانحدار الذاتي (9)،ولغرض تعزيز هذه النتيجة،فقد تم إيجاد قيم مصفوفة كانونيكال الجزئية (Partial canonical matrices)، وكما موضح ذلك في الجدول (4)، إذ تلاحظ معنوية الارتباطات من (1-9)، لذا سيتم الاعتماد على الرتبة (9) في التقدير.

الشكل (4) يمثل شكلا تخطيطياً للانحدار الذاتي الجزئي

```
Variable/
 Lag     1    2    3    4    5    6    7    8    9   10   11   12   13   14   15   16   17   18   19   20   21
22

W1t        .-+  ..-  ..+  ..-  ...  ..-  ..+  ...  ...  ..-  ...  ..-  -..  ...  ...  ...  ...  -
.. ... ... ... ...
W2t                        ++.      -..      ++.      -..      +..      -..      ...      ...
+.. ... ... ... ... .+. ... ... ... ... ... ... ... ...
W3t        .++  .--  .+.  .-.  .+.  .-.  ++.  .-+  .+.  ...  ...  ...  ...  ...  .+.  ...  ...  ..-
 .+. ... ... ...


   Variable/
   Lag      23     24     25     26     27     28     29     30     31     32     33     34     35     36

   W1t      ...    ...    ...    ...    ...    ...    ...    ..-    ...    ...    ...    ...    ...    ...
   W2t      ...    .+.    ...    ...    ..-    ...    ...    -..    ...    ...    ...    ...    ...    ...
   W3t      ...    ...    ...    ...    ...    ...    ...    ...    ...    .-.    ...    ...    ...    ...

                    + is > 2*std error,  - is < -2*std error,  . is between
```

الشكل (5) يمثل شكلا تخطيطياً للارتباطات الجزئية المتداخلة بين متغيرات البحث

```
Variable/
 Lag     1   2   3   4   5   6   7   8   9  10  11  12  13  14  15  16  17  18  19  20  21
22

W1t     .++ .-- ..+ ..- ... ..- ..+ .+. ... ..- ... ..- ... ... ... ... ... .-
. ... ... ... ...
W2t     +.. -.. +.. -.. +.. -.. .+. -.. +.. ... ... ... ..-
 ... ... ... ... ... ... ... ... ...
W3t     ++- .-. ++. .-. .+. .-. .+. .-. .+. ... ... ... ...
+.. .+. ... ... ... .+. ... ... ...


   Variable/
   Lag    23    24    25    26    27    28    29    30    31    32    33    34    35    36

   W1t    ...   ...   ...   ...   -..   ...   ...   ..-   ...   ...   ...   ...   ...   ...
   W2t    ...   ...   ...   -..   ...   ...   ...   -..   ...   ...   ...   ...   ...   ...
   W3t    ...   +..   ...   ...   ...   ...   ...   ...   ...   .-.   ...   ...   ...   ...

                 + is > 2*std error,  - is < -2*std error,  . is between
```

الجدول (4) يوضح مصفوفة كانونيكال للارتباطات الجزئية

Lag	PCanCorr1	PCanCorr2	PCanCorr3	Chi-Square	DF	Prob> ChiSq
1	0.78039	0.71019	0.51779	461.42	9	<.0001
2	0.55546	0.45838	0.41593	230.32	9	<.0001
3	0.37091	0.28768	0.19796	86.16	9	<.0001
4	0.32051	0.23111	0.18914	63.52	9	<.0001
5	0.22595	0.16609	0.10458	29.56	9	0.0005
6	0.18223	0.15620	0.11967	23.66	9	0.0049
7	0.28517	0.16721	0.10854	39.71	9	<.0001
8	0.24569	0.12100	0.03326	24.89	9	0.0031
9	0.30697	0.13702	0.02815	37.10	9	<.0001
10	0.17001	0.06208	0.03843	11.13	9	0.2671
11	0.16901	0.12488	0.00364	14.31	9	0.1117
12	0.16400	0.08528	0.05379	11.97	9	0.2149
13	0.22687	0.09252	0.00275	19.33	9	0.0225
14	0.19723	0.12294	0.05013	18.15	9	0.0335
15	0.20756	0.08064	0.02737	16.11	9	0.0647
16	0.16421	0.07351	0.03633	10.75	9	0.2935
17	0.10617	0.08600	0.02244	6.10	9	0.7302
18	0.20274	0.17136	0.07303	24.03	9	0.0043
19	0.19853	0.10661	0.03006	16.33	9	0.0603
20	0.16017	0.09042	0.03121	10.96	9	0.2782
21	0.16007	0.05884	0.02078	9.27	9	0.4129

الآن وبعد أن تم تحديد الطريقة المناسبة لتقدير(VAR)،وتحديد رتبة الانحدار الذاتي الملائمة ((AR(9)،وقبل الانتقال إلى اختبار العلاقة السببية بين متغيرات البحث،سيتم تقدير معادلات منظومة الأسعار العالمية لمتغيرات البحث الآتية:-

$$W_{1t} = \alpha_1 + \phi_{11}W_{1t-1} + \phi_{12}W_{2t-1} + \phi_{13}W_{3t-1} + \varepsilon_{1t} \qquad ...(6)$$

$$W_{2t} = \alpha_2 + \phi_{21}W_{1t-1} + \phi_{22}W_{2t-1} + \phi_{23}W_{3t-1} + \varepsilon_{2t} \qquad ...(7)$$

$$W_{3t} = \alpha_3 + \phi_{31}W_{1t-1} + \phi_{32}W_{2t-1} + \phi_{33}W_{3t-1} + \varepsilon_{3t} \qquad ...(8)$$

اذ أن:-

W_{1t}:-يمثل متغير اسعار النفط لسلة اوبك بعد اخذ اللوغاريتم الطبيعي والفرق الثاني.

W_{2t}:-يمثل متغير أسعار صرف اليورو بعد اخذ اللوغاريتم الطبيعي والفرق الثاني.

W_{3t} :-يمثل متغير الأسعار العالمية للذهب بعد اخذ اللوغاريتم الطبيعي والفرق الثاني.

$\alpha_1,\alpha_2,\alpha_3$:-الحد الثابت للمعادلات الثلاث.

$\phi_{ii}, i = 1,2,3$:-معاملات المتغيرات الخارجية (الارتدادات الزمنية للأسعار العالمية للمتغيرات الثلاث).

الجدول (5) يوضح خلاصة نتائج التقدير باستخدام متجه الانحدار الذاتي بعد استبعاد المقدرات غير المعنوية وإعادة التقدير من جديد،اذ تلاحظ المعنوية العالية للمعلمات المقدرة،كما يلاحظ تداخل تاثير المتغيرات مع بعضها البعض.اذ يلاحظ ان اسعار سلة اوبك تتاثر باسعارها بالارتدادات الزمنية من (1) الى (8) فترات زمنية، كما تتاثر بالارتداد الزمني لسعر صرف اليورو بارتداد قدره فترتين زمنيتين.وان سعر صرف اليورو، يتاثر بسعره ايضا بالارتداد الزمني من (1) الى (9) فترات زمنية، فضلا عن تاثره بالاسعار العالمية للذهب بفترة وفترتين وثلاث فترات،وبسعر سلة اوبك بارتداد قدره (8) فترات زمنية. كما ان الاسعار العالمية للذهب تتاثر بكل من سعرها السابق وسعر سلة اوبك فضلا عن سعر صرف اليورو،اذ يلاحظ انها تتاثر بارتدادها الزمني من (1) الى (7)،وبالارتداد الزمني لسعر سلة اوبك لفترة وفترتين وثلاث فترات،وبالارتداد الزمني لسعر صرف اليورو بارتداد زمني قدره 6 فترات.

الجدول (5): يوضح تقديرات معلمات معادلات الأسعار العالمية (النفط،اليورو،الذهب)

Equation	Parameter	Estimate	Std Error	T Ratio	Prob>|T|	Variable
W_{1t}	CONST1	0.00233	0.00067978	3.43	0.0007	1
	AR1_1_1	1.35631	0.05537	24.50	0.0001	W_{1t-1}
	AR2_1_1	-1.30193	0.09248	-14.08	0.0001	W_{1t-2}
	AR2_1_2	-0.24807	0.10545	-2.35	0.0193	W_{2t-2}
	AR3_1_1	1.10965	0.11394	9.74	0.0001	W_{1t-3}
	AR4_1_1	-0.92140	0.12357	-7.46	0.0001	W_{1t-4}
	AR5_1_1	0.69640	0.12321	5.65	0.0001	W_{1t-5}
	AR6_1_1	-0.54673	0.11337	-4.82	0.0001	W_{1t-6}
	AR7_1_1	0.33743	0.09224	3.66	0.0003	W_{1t-7}
	AR8_1_1	-0.12945	0.05596	-2.31	0.0214	W_{1t-8}
W_{2t}	CONST2	0.00015654	0.00018349	0.85	0.3943	1
	AR1_2_2	1.32914	0.05374	24.73	0.0001	W_{2t-1}
	AR1_2_3	0.12684	0.01559	8.14	0.0001	W_{3t-1}
	AR2_2_2	-1.35061	0.08680	-15.56	0.0001	W_{2t-2}
	AR2_2_3	-0.09917	0.02073	-4.78	0.0001	W_{3t-2}
	AR3_2_2	1.08861	0.10727	10.15	0.0001	W_{2t-3}
	AR3_2_3	0.06513	0.01680	3.88	0.0001	W_{3t-3}
	AR4_2_2	-0.93533	0.11700	-7.99	0.0001	W_{2t-4}
	AR5_2_2	0.83136	0.11992	6.93	0.0001	W_{2t-5}
	AR6_2_2	-0.72625	0.11751	-6.18	0.0001	W_{2t-6}
	AR7_2_2	0.57759	0.10700	5.40	0.0001	W_{2t-7}
	AR8_2_1	0.01884	0.00932	2.02	0.0440	W_{1t-8}
	AR8_2_2	-0.45348	0.08471	-5.35	0.0001	W_{2t-8}
	AR9_2_2	0.24031	0.05062	4.75	0.0001	W_{2t-9}
W_{3t}	CONST3	-0.0000837	0.00057830	-0.14	0.8850	1
	AR1_3_1	0.23756	0.04172	5.69	0.0001	W_{1t-1}
	AR1_3_3	1.17968	0.05457	21.62	0.0001	W_{3t-1}
	AR2_3_1	-0.17658	0.05768	-3.06	0.0024	W_{1t-2}
	AR2_3_3	-1.08479	0.08356	-12.98	0.0001	W_{3t-2}
	AR3_3_1	0.08873	0.04358	2.04	0.0426	W_{1t-3}
	AR3_3_3	0.93377	0.09909	9.42	0.0001	W_{3t-3}
	AR4_3_3	-0.88334	0.10748	-8.22	0.0001	W_{3t-4}
	AR5_3_3	0.75353	0.11170	6.75	0.0001	W_{3t-5}
	AR6_3_2	-0.20448	0.09995	-2.05	0.0416	W_{2t-6}
	AR6_3_3	-0.65409	0.10803	-6.05	0.0001	W_{3t-6}
	AR7_3_3	0.54202	0.10186	5.32	0.0001	W_{3t-7}

ويمكن كتابة نموذج متجه الانحدار الذاتي بصيغة معادلات انحدار منفردة،وكالاتي:-

$$\begin{aligned} W_{1t} &= 0.00233 + 1.356W_{1t-1} - 1.3019W_{1t-2} + 1.109W_{1t-3} - 0.9214W_{1t-4} + 0.696W_{1t-5} \\ &\quad - 0.547W_{1t-6} + 0.337W_{1t-7} - 0.129W_{1t-8} - 0.248W_{2t-2} + Noise \qquad ...(9) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} W_{2t} &= 0.000156 + 1.329W_{2t-1} - 1.350W_{2t-2} + 1.088W_{2t-3} - 0.935W_{2t-4} + 0.831W_{2t-5} \\ &\quad - 0.726W_{2t-6} + 0.577W_{2t-7} - 0.453W_{2t-8} + 0.24W_{2t-9} + 0.0188W_{1t-8} + 0.126W_{3t-1} \\ &\quad - 0.099W_{3t-2} - 0.065W_{3t-3} + Noise \qquad ...(10) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} W_{3t} &= -0.00008 + 0.237W_{1t-1} - 0.176W_{1t-2} + 0.088W_{1t-3} - 0.204W_{2t-6} + 1.179W_{3t-1} \\ &\quad - 1.084W_{3t-2} + 0.934W_{3t-3} - 0.883W_{3t-4} + 0.753W_{3t-5} + 0.654W_{3t-6} \\ &\quad + 0.542W_{3t-7} + Noise \quad ...(11) \end{aligned}$$

ولغرض اختبار مدى دقة التقديرات، نلاحظ من الجدول (5) معنوية المعلمات، ويمكن الاستدلال من الجدول (6) على معنوية المعادلات بالاعتماد على اختبار (F)،كما يلاحظ ارتفاع قيمة معامل التحديد (R^2) للمعادلات الثلاث، ويتضح من الشكل (6) عدم معنوية الارتباطات المتقاطعة لسلسلة البواقي من (1) الى (12)،وفي هذا اشارة الى دقة النموذج.

الجدول (6) يمثل اختبار(F) والقدرة التفسيرية لكل معادلة

Variable	R-square	StdDev	F Value	Prob>F
W_{1t}	0.7025	0.0111	26.06	<.0001
W_{2t}	0.7521	0.0031	33.48	<.0001
W_{3t}	0.6943	0.0092	25.06	<.0001

الشكل (6) يمثل شكلا تخطيطيا للارتباطات المتقاطعة للبواقي بين متغيرات البحث

```
      lag      0   1   2   3   4   5   6   7   8   9  10  11  12
W1t        +.. ... ... ... ... ... ... ... ... ... ... ... ...
   W2t      .+. ... ... ... ... ... ... ... ... ... ... ... ...
   W3t      ..+ ... ... ... ... ... ... ... ... ... ... ... ...
            + is > 2*std error,  - is < -2*std error,   . is between
```

ومن الجدول (7) يمكن ملاحظة اختبار الضوضاء الابيض لحدود البواقي لكل معادلة بشكل منفرد، يتضمن الجدول اختبار (DW)،اذ يمكن ملاحظة ان البواقي لها ارتباطات ذاتية غير معنوية،كما يمكن ملاحظة اختبار (Jarque-Bera normality test statistics) في العمود الثالث والرابع من الجدول نفسه، وفي ضوء هذا الاختبار يمكن قبول فرضية العدم القائلة بان الاخطاء تتوزع توزيعا طبيعيا. اما العمودان الاخيران، فيتضمن احصائية (F) وقيم (P) لاضطرابات ((ARCH(1)* ،اذ يمكن رفض الفرضية القائلة باختلاف التباين،ومن الجدول (8) يمكن ملاحظة خلو البواقي من الارتباط التسلسلي حتى الرتبة الرابعة.

جدول (7) يمثل اختبار البواقي

Variable	DW(1)	Normality ChiSq	Prob> ChiSq	ARCH1 F Value	Prob>F
W_{1t}	1.95	1.60	0.4483	0.30	0.5857
W_{2t}	1.98	4.59	0.1005	2.10	0.1503
W_{3t}	1.94	3.16	0.2055	0.36	0.5477

جدول (8) يمثل اختبار الارتباط التسلسلي

Variable	AR1		AR1-2		AR1-3		AR1-4	
	FValue	Prob>F	F Value	Prob>F	F Value	Prob>F	F Value	Prob>F
W_{1t}	0.20	0.6546	0.23	0.7912	63	0.5990	1.32	0.2613
W_{2t}	0.03	0.8628	0.05	0.9534	07	0.9770	0.24	0.9131
W_{3t}	0.27	0.6045	0.49	0.6140	54	0.6565	0.51	0.7293

* انظر الملحق (1)

لغرض التعرف على المتغيرات الداخلية والخارجية،وتحديد العلاقة السببية بين متغيرات البحث فقد تم اجراء اختبار كرانجر للسببية،وذلك من خلال اختبار ثلاث مجموعات، هي:الاولى:اسعار سلة اوبك كمتغير خارجي،ومجموعة اسعار صرف اليورو وسعر الذهب كمتغيرين داخليين،والثانية:اسعار صرف اليورو كمتغير خارجي،ومجموعة اسعار سلة اوبك وسعر الذهب كمتغيرين داخليين،والثالثة:سعر الذهب كمتغير خارجي،ومجموعة اسعار سلة اوبك وسعر صرف اليورو كمتغيرين داخليين. ويلاحظ من الجدول (9) معنوية الاختبارين الثاني والثالث، وعدم معنوية الاختبار الاول،عليه يمكن قبول فرضية العدم القائلةبان اسعار سلة اوبك متغير خارجي، وان كلا من اسعار صرف اليورو والاسعار العالمية للذهب متغيرات داخليه،بمعنى ان اسعار سلة اوبك لاتتاثر بالاسعار العالمية لكل من المتغيرين الاخرين،في حين انهما يتاثران بسعر سلة اوبك،وعلية سيتم استخدام متجه الانحدار الذاتي في تقدير العلاقة بين هذه المتغيرات.

الجدول (9) : نتائج اختبار كرانجر للسببية

Test	Chi-Square	DF	Prob>Chisq
1	20.93	18	0.2831
2	82.00	18	<.0001
3	65.88	18	<.0001
Test 1: Group 1 Variables: W_{1t} Group 2 Variables: W_{2t} W_{W3t}			
Test 2: Group 1 Variables: W_{2t} Group 2 Variables: W_{1t} W_{3t}			
Test 3: Group 1 Variables: W_3 Group 2 Variables: W_{1t} W_{2t}			

يلاحظ من الجدول (10) الذي يمثل خلاصة نتائج التقدير بعد استبعاد المعلمات غير المعنوية، يلاحظ المعنوية العالية للمعلمات المقدرة، كما يلاحظ ان سعر صرف اليورو يتاثر باسعار سلة اوبك والاسعار العالمية للذهب فضلا عن تاثره باسعاره السابقة ولفترات زمنية مختلفة،والحالة نفسها تنطبق على الاسعار العالمية للذهب،اذ يتاثر بسعر سلة اوبك وسعر صرف اليورو واسعاره السابقة ولفترات زمنية مختلفة.

الجدول (10) : تقديرات سعر صرف اليورو والاسعار العالمية للذهب كمتغيرات داخليه وسعر سلة اوبك كمتغير خارجي

Equation	Parameter	Estimate	Std Error	T Ratio	Prob>|T|	Variable
W_{2t}	CONST1	0.00010797	0.00018717	0.58	0.5645	1
	XL0_1_1	0.01986	0.00877	2.26	0.0242	W_{1t}
	AR1_1_1	1.32694	0.05363	24.74	0.0001	W_{2t-1}
	AR1_1_2	0.12391	0.01556	7.97	0.0001	W_{3t-1}
	AR2_1_1	-1.33967	0.08664	-15.46	0.0001	W_{2t-2}
	AR2_1_2	-0.09470	0.02074	-4.57	0.0001	W_{3t-2}
	AR3_1_1	1.09132	0.10698	10.20	0.0001	W_{2t-3}
	AR3_1_2	0.06224	0.01672	3.72	0.0002	W_{3t-3}
	AR4_1_1	-0.92091	0.11670	-7.89	0.0001	W_{2t-4}
	AR5_1_1	0.81922	0.11960	6.85	0.0001	W_{2t-5}
	AR6_1_1	-0.70182	0.11706	-6.00	0.0001	W_{2t-6}
	AR7_1_1	0.56846	0.10673	5.33	0.0001	W_{2t-7}
	AR8_1_1	-0.43271	0.08440	-5.13	0.0001	W_{2t-8}
	AR9_1_1	0.22709	0.05041	4.51	0.0001	W_{2t-9}
W_{3t}	CONST2	0.00008304	0.00057175	0.15	0.8846	1
	XL0_2_1	0.13678	0.02694	5.08	0.0001	W_{1t}
	AR1_2_2	1.22576	0.05342	22.95	0.0001	W_{3t-1}
	AR2_2_2	-1.14866	0.08362	-13.74	0.0001	W_{3t-2}
	AR3_2_1	0.37257	0.16417	2.27	0.0239	W_{2t-3}
	AR3_2_2	1.01087	0.10079	10.03	0.0001	W_{3t-3}
	AR4_2_1	-0.63570	0.25554	-2.49	0.0134	W_{2t-4}
	AR4_2_2	-0.97912	0.11156	-8.78	0.0001	W_{3t-4}
	AR5_2_1	0.65015	0.29601	2.20	0.0288	W_{2t-5}
	AR5_2_2	0.84599	0.11653	7.26	0.0001	W_{3t-5}
	AR6_2_1	-0.77624	0.26010	-2.98	0.0031	W_{2t-6}
	AR6_2_2	-0.72580	0.11370	-6.38	0.0001	W_{3t-6}
	AR7_2_1	0.48812	0.16746	2.91	0.0038	W_{2t-7}
	AR7_2_2	0.59776	0.10610	5.63	0.0001	W_{3t-7}
	AR8_2_2	-0.31974	0.08751	-3.65	0.0003	W_{3t-8}
	AR9_2_1	-0.27721	0.09392	-2.95	0.0034	W_{2t-9}
	AR9_2_2	0.15921	0.05664	2.81	0.0053	W_{3t-9}

في ضوء الجدول (10) يمكن كتابة معادلات المنظومة بالشكل الاتي:-

$$\begin{aligned} W_{2t} &= 0.000108 + 0.0198W_{1t} + 1.327W_{2t-1} - 1.339W_{2t-2} + 1.091W_{2t-3} - 0.921W_{2t-4} \\ &+ 0.819W_{2t-5} - 0.702W_{2t-6} + 0.568W_{2t-7} - 0.432W_{2t-8} + 0.227W_{2t-9} + 0.0124W_{3t-1} \\ &- 0.094W_{3t-2} + 0.0622W_{3t-3} \qquad ...(12) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} W_{3t} &= 0.000083 + 0.136W_{1t} + 0.372W_{2t-3} - 0.6357W_{2t-4} + 0.65W_{2t-5} - 0.776W_{2t-6} + 0.488W_{2t-7} \\ &- 0.277W_{2t-9} + 1.226W_{3t-1} - 1.148W_{3t-2} + 1.0108W_{3t-3} - 0.979W_{3t-4} + 0.846W_{3t-5} \\ &- 0.725W_{3t-6} + 0.598W_{3t-7} - 0.319W_{3t-8} + 0.159W_{3t-9} \qquad ...(13) \end{aligned}$$

ولغرض التعرف على دقة النموذج ومدى تمثيلة للمتغيرات قيد البحث، يلاحظ من الجدول (11) المعنوية العالية لقيمة (F) المستخرجة،مما يدل على معنوية النموذج المقدر،ومن خلال (R^2) تتضح القدرة التفسيرية لمعادلة سعر صرف اليورو،اذ فسرت المتغيرات الخارجية (75%) من التغيرات الكلية في سعر صرف اليورو،في حين فسرت المتغيرات الخارجية في معادلة الاسعار العالمية للذهب اكثر من (68%) من التغيرات الكلية في متغير الاسعار العالمية للذهب،كما يلاحظ من الشكل (7)انه ليس هناك ارتباطات ذاتية متقاطعة معنوية بين البواقي،كما تشير احصائية دربن واطسين (DW) الى ان البواقي لها ارتباطات ذاتية غير معنوية،كما يشير اختبار(-Jarque Bera normality test statistics) الى ان البواقي تتوزع توزيعا طبيعيا،ومن خلال اختبار (ARCH test) يمكن رفض الفرضية القائلة باختلاف التباين،ومن الجدول (13) يمكن ملاحظة خلو البواقي من الارتباط التسلسلي حتى الرتبة الرابعة.

الجدول (11) : يمثل اختبار(F) والقدرة التفسيرية لكل معادلة

Variable	R-square	StdDev	FValue	Prob>F
W_{2t}	0.7529	0.0030	49.08	<.0001
W_{3t}	0.6856	0.0092	35.12	<.0001

الشكل (7): يمثل شكل تخطيطي تخطيطي للارتباطات المتقاطعة للبواقي

```
    Variable/
    Lag        0     1     2     3     4     5     6     7     8     9    10
11    12

    W2t
+.    ..    ..    ..    ..    ..    ..    ..    ..    ..    ..    ..    ..

W3t        .+    ..    ..    ..    ..    ..    ..    ..    ..    ..    ..    ..
  ..

                   + is > 2*std error,  - is < -2*std error,  . is between
```

الجدول (12): يمثل اختبار البواقي

Variable	DW(1)	Normality ChiSq	Prob> ChiSq	ARCH1 F Value	Prob>F
W_{2t}	1.99	5.46	0.0653	0.67	0.4150
W_{3t}	2.00	4.20	0.1227	0.19	0.6667

الجدول (13): يمثل اختبار الارتباط التسلسلي

Variable	AR1		AR1-2		AR1-3		AR1-4	
	F Value	Prob>F	F Value	Prob>F	F Value	Prob>F	F Value	Prob>F
W_{2t}	0.00	0.9743	0.06	0.9446	0.05	0.9863	0.28	0.8930
W_{3t}	0.00	0.9491	0.25	0.7801	0.23	0.8735	0.37	0.8292

3- الاستنتاجات:-

1. اتضح ان هناك علاقة متداخلة بين الاسعار العالمية للمتغيرات قيد الدراسة.
2. تبين ان اسعار سلة اوبك تؤثر في الاسعار العالمية لكل من الذهب واليورو ولا تتاثر بهما، وان هذا التاثير ليس على المدى البعيد.
3. اتضح ان اسعار صرف اليورو تتاثر باسعاره الارتدادية وبسعر النفط،فضلا عن علاقته المتداخله مع الاسعار العالمية للذهب.
4. ان الاسعار العالمية للذهب تتاثر باسعارها الارتدادية،وبسعر النفط،فضلا عن تاثرها باسعار صرف اليورو.

المصادر:-

1. العبدلي،(2007):"محددات الطلب على واردات المملكة العربية السعودية في إطار التكامل المشترك وتصحيح الخطأ" ،مجلة مركز صالح كامل للاقتصاد الإسلامي، جامعة الأزهر، العدد ٣٢ (ص.ص 20-26).

2. Enders, Walter (1995),"Applied Econometric Time Series", John Wiley & Sons, Inc, New York.pp.256-258.

3. Intriligator,Bodkin& Hasio (1996),"EconometricModels, Techniques , And Applications",2nd edition,Prentice Hall,USA,(PP.409-412).
4. Jarque, C. M., & Bera, A. K. (1987). A Test for Normality of Observations and Regression Residuals. International Statistical Review , 55 (2), 163-172.
5. Robert F. Engle.(1982) "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of Variance of United Kingdom Inflation", Econometrica 50:987-1008.
6. Ramona Sinoha-Lopete (2004),"Exported-Led Growth in Southern Africa", Unpublished M.SC. Thesis,Department of Agricultural Economics and Agribusiness,Louisiana State University,pp.28-30.
7. Sahabettin Gunes (2007)," Functional Income Distribution in Turkey: A Cointegration and Vecm Analysis", Journal of Economic and Social Research 9(2), 23-36.
8. www.ecb.int/stats/exchange/eurofxref/html/usd.xml
9. www.kitco.com/scripts/hist_charts/yearly_graphs.plx.
10. www.opec.org.

الملحق (1)

اختبار جاركوي و بيرا (Jarque and Bera):-

قدم هذا الاختبار كل من جاركوي وبيرا في سنة (1987)،ويستخدم في اختبار المشاهدات والبواقي للتحقق من شرط التوزيع الطبيعي،ويأخذ الصيغة الآتية:-

$$JB = n\left(\frac{(\sqrt{b_1})^2}{6} + \frac{(b_2 - 3)^2}{24}\right)$$

إذ أن:-

n:- عدد المشاهدات.

$\sqrt{b_1} = \frac{m_3}{m_2^{3/2}}$ وان $b_2 = \frac{m_4}{m_2^2}$ وأن m_i (إذ أن i=1,2,3,4) هي العزوم المركزية للمشاهدات (Central moment of the Observation) (أي أن $m_i = \frac{\sum(x_i - \bar{x})^i}{n}$).

وبموجب هذا الاختبار ترفض فرضية القائلة بأن المشاهدات أو البواقي تتوزع توزيعا طبيعيا إذا كانت قيمة (JB) اكبر من القيمة الجدولية لتوزيع مربع كاي (χ^2) تحت مستوى معنوية 5% أو 1% وبدرجة حرية (2) (Jarque & Bera:1987).

اختبار عدم تجانس التباين الشرطي للانحدار الذاتي (AutoRegressive Conditional Heteroscedasticity)(ARCH):-

إن اختبار (ARCH) يفترض أن التباين لحدود الخطأ للفترة الحالية هو دالة لتباين حدود الخطأ للفترة السابقة،ويمكن تقدير نموذج (ARCH) باستخدام طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية.إذ بين انجيل Engle ان خطوات التقدير هي الآتي:-

1-تقدير نموذج AR(q) الذي يأخذ الصيغة الآتية:

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + \ldots + a_q y_{t-q} + e_t$$

2-إيجاد مربعات تقديرات الخطأ $(\hat{e}_t^2)$،ومن ثم إيجاد انحدار هذه التقديرات على الحد الثابت و(q) من الارتداد الزمني لمربعات تقديرات الخطأ، وحسب الصيغة الآتية:

$$\hat{e}_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \hat{\alpha}_i \hat{e}_{t-i}^2$$

إذ أن (q) طول الارتداد لنموذج (ARCH).

3-يتم اختبار مكونات (ARCH)،فإذا كانت $(\alpha_i = 0$ ، لكل قيم i) فهذا يعني قبول فرضية العدم القائلة بعدم اختلاف التباين للبواقي(أي بعدم وجود تأثير لنموذج ARCH في نموذج ARMA)،اما في حالة وجود على الأقل (α_i) واحدة لا تساوي الصفر،فهذا يعني قبول فرضية البديلة القائلة بوجود اختلاف في التباين للبواقي(أي بوجود تأثير لنموذج ARCH في نموذج ARMA) (Robert:1982).

الملحق (2): اسعار سلة اوبك (دولار)

	2007												2008				
	Jan	Feb	Mar	Apr	May	Jun	Jul	Aug	Sep	Oct	Nov	Dec	Jan	Feb	Mar	Apr	May
1		53.49	58.47		64.81	64.6		73.17		75.97	87.47			87.5		95.75	105.93
2	56.16	53.64	58.65	64.06	63.69		68.73	72.3		74.66	87.47		91.82			96.48	106.93
3	55.42			63.87	63.19		69.65	72.12	70.42	74.96		84.13	93.67		97.12	98.63	
4	53.26			63.48	63.1	65.81	69.89		70.88	74.83		85.14	93.38	86.51	96.13	98.63	
5	51.30	54.66	57.32	64.16		66.34	70.38		71.46	76.23	88.0	85.30		86.01	95.86		111.55
6		54.68	57.21			66.58	71.33	70.3	72.1		89.02	84.34		84.66	98.34		114.69
7		54.40	58.2		61.93	67.18		68.34	72.01		90.57	85.07	91.72	84.63	99.0	101.16	115.97
8	51.88	53.6	58.73		62.1	66.23		68.59		75.37	90.56		91.67	86.1		101.89	116.87
9	51.20	55.08	58.29	63.74	62.19		71.55	68.29		74.47	89.58		91.98			102.38	119.07
10	50.6			62.82	62.36		71.78	76.56	72.27	75.36		84.42	89.71		99.48	103.74	
11	49.22			63.54	63.15	65.16	72.05		73.13	77.01		84.51	88.36	89.06	100.57	103.67	
12	48.68	53.99	57.37	63.83		65.46	72.15		74.21	77.62	88.65	86.61		89.63	101.38		119.65
13		53.38	57.38	64.88		65.67	72.67	68.36	74.64		86.68	88.46		89.48	102.39		118.73
14		53.76	57.23		63.79	66.87		67.75	74.48		86.45	87.81	88.51	90.63	102.88	104.02	118.78
15	49.36	52.88	57.28		63.79	67.50		68.68		78.76	86.87		88.33	91.55		105.73	118.95
16	48.58	53.69	56.86	64.05	64.55		72.97	67.63		80.87	87.41		86.28			106.65	
17	47.97			63.14	65.29		72.05	67.83	74.06	81.13		87.13	86.14		101.41	107.63	
18	48.24			61.96	66.01	68.02	72.2		74.92	81.18		87.1	85.91	91.21	100.1	107.75	
19	48.30	53.87	56.74	61.98		68.33	73.36		75.61	81.49	88.57	87.24		92.52	99.97		
20		53.42	56.59	62.23		67.7	73.8	67.69	75.78		89.93	87.36		94.09	96.1		
21		54.0	56.87		66.24	67.7		67.1	76.72		91.77	87.73	85.06	93.81		108.93	
22	49.72	55.14	57.91		66.62	67.5		66.6		80.15	91.22		83.70	92.48		109.92	
23	49.60	56.55	59.05	63.1	66.36		73.13	67.07		80.03	91.37		84.48			111.14	
24	50.92			63.94	66.93		72.02	67.61	76.48	80.49		87.86	84.42		96.15	110.63	
25	51.27			63.69	66.57	67.38	71.65		75.80	82.67			86.87	93.49	96.49	110.01	
26	51.04	57.07	60.16	64.2		67.53	73.01		75.11	84.82	91.68	89.44		93.96	98.42		
27		57.24	60.49	64.03		67.41	72.36	67.76	76.02		90.08	90.29		95.03	100.36		
28		56.69	61.88		66.2	67.72		68.25	77.43		87.88	90.84	87.01	94.87	99.77	111.66	
29	51.28		62.52		65.49	68.02		68.41		85.94	87.59		88.2	96.35		109.86	
30	50.82		63.79	64.26	64.3		72.35	69.18		85.52	85.72		88.59			107.33	
31	52.62				64.45		72.56	69.7		84.76		90.70	87.92		98.63		

اسعار صرف اليورو بالدولار

	2007												2008				
	Jan	Feb	Mar	Apr	May	Jun	Jul	Aug	Sep	Oct	Nov	Dec	Jan	Feb	Mar	Apr	May
1		1.3020	1.3225			1.3436		1.3663		1.4232	1.4423			1.4889		1.5660	
2	1.327	1.3020	1.3163	1.3366	1.3588		1.3588	1.3664		1.4165	1.4479		1.4688			1.5632	1.5458
3	1.3231			1.3358	1.3613		1.3601	1.3694	1.3632	1.4195		1.4666	1.4753		1.5203	1.5526	
4	1.3106			1.3352	1.3561	1.3482	1.3618		1.3580	1.4109		1.4741	1.4727	1.4829	1.5206	1.5722	
5	1.3084	1.2925	1.3083	1.3373		1.3532	1.3640		1.3588	1.4136	1.4488	1.4720		1.4688	1.5196		1.5460
6		1.2955	1.3100			1.3513	1.3596	1.3818	1.3669		1.4547	1.4554		1.4621	1.5319		1.5528
7		1.2987	1.3135		1.3615	1.3470		1.3794	1.3696		1.4722	1.4649	1.4723	1.4569	1.5417	1.5693	1.5430
8	1.3006	1.2991	1.3152		1.3558	1.3349		1.3794		1.4089	1.4666		1.4705	1.4513		1.5694	1.5347
9	1.3018	1.3007	1.3155		1.3535		1.3621	1.3729		1.4037	1.4683		1.4680			1.5726	1.5458
10	1.2988			1.3426	1.3527		1.3666	1.3650	1.3795	1.4146		1.4718	1.4662		1.5340	1.5875	
11	1.2984			1.3418	1.3486	1.3355	1.3753		1.3824	1.4199		1.4672	1.4792	1.4542	1.5379	1.5833	
12	1.2893	1.2956	1.3156	1.3467		1.3345	1.3788		1.3885	1.4173	1.4579	1.4675		1.4538	1.5477		1.5430
13		1.3022	1.3218	1.3532		1.3287	1.3782	1.3651	1.3897		1.4607	1.4683		1.4586	1.5577		1.5473
14		1.3082	1.3183		1.3549	1.3304		1.3591	1.3860		1.4700	1.4509	1.4895	1.4626	1.5561	1.5869	1.5439
15	1.2941	1.3137	1.3226		1.3538	1.3314		1.3476		1.4226	1.4639		1.4886	1.4674		1.5828	1.5474
16	1.2953	1.3119	1.3325	1.3550	1.3574		1.3781	1.3405		1.4150	1.4651		1.4792			1.5928	
17	1.2909			1.3549	1.3516		1.3771	1.3454	1.3877	1.4200		1.4393	1.4691		1.5770	1.5872	
18	1.2922			1.3577	1.3477	1.3404	1.3779		1.3867	1.4299		1.4416	1.4674	1.4636	1.5771	1.5780	
19	1.2958	1.3132	1.3303	1.3601		1.3403	1.3820		1.3975	1.4288	1.4654	1.4385		1.4742	1.5692		
20		1.3145	1.3296	1.3606		1.3427	1.3803	1.3476	1.4030		1.4785	1.4349		1.4656	1.5423		
21		1.3145	1.3293		1.3444	1.3397		1.3508	1.4049		1.4814	1.4380	1.4482	1.4736		1.5898	
22	1.2936	1.3106	1.3351		1.3454	1.3441		1.3493		1.4166	1.4829		1.4494	1.4848		1.5931	
23	1.3040	1.3134	1.3327	1.3557	1.3490		1.3821	1.3574		1.4254	1.4809		1.4574			1.5940	
24	1.3005			1.3582	1.3448		1.3833	1.3615	1.4113	1.4230		1.4398	1.4663			1.5769	
25	1.2978			1.3649	1.3441	1.3461	1.3743		1.4106	1.4309			1.4705	1.4817	1.5569	1.5596	
26	1.2901	1.3160	1.3265	1.3596		1.3460	1.3722		1.4127	1.4384	1.4845			1.4874	1.5710		
27		1.3230	1.3347	1.3643		1.3438	1.3651	1.3658	1.4180		1.4874	1.4516		1.5044	1.5786		
28		1.3211	1.3348		1.3453	1.3467		1.3664	1.4179		1.4747	1.4692	1.4755	1.5121	1.5796	1.5628	
29	1.2921		1.3352		1.3509	1.3505		1.3631		1.4391	1.4738		1.4773	1.5167		1.5571	
30	1.2972		1.3318	1.3605	1.3420		1.3659	1.3610		1.4407	1.4761		1.4810			1.5540	
31	1.2954				1.3453		1.3707	1.3705		1.4447		1.4721	1.4870		1.5812		

الاسعار العالمية للذهب (دولار)

	2007												2008				
	Jan	Feb	Mar	Apr	May	Jun	Jul	Aug	Sep	Oct	Nov	Dec	Jan	Feb	Mar	Apr	May
1		660.2	670.4		673.6	666.5		665.75		742.5	790.25			914.75		887.75	853.0
2	639.75	645.7	651.9	658.25	669.5		654.75	666.25		731.0	796.5		846.75			890.0	853.5
3	642.6			664.25	674.2		654.25	670.5	672.0	730.25		784.25	858.85		988.5	896.5	
4	628.7			672.25	688.8	671.1	654.15		678.75	725.5		797.5	855.0	893.75	984.75	905.5	
5	609.5	649.4	636.75	673.5		671.5	651.0		680.25	737.0	804.75	793.0		887.5	974.5		
6		653.25	643.75			669.7	648.75	671.5	688.15		822.5	801.5		903.0	976.5		880.0
7		653.75	646.4			668.75		668.0	701.0		834.5	792.5	859.25	899.75	972.5	926.5	868.25
8	609.5	656.0	654.25		684.25	655.25		675.5		733.75	841.1		873.5	916.25		915.0	877.0
9	609.6	664.5	652.25		683.0		661.25	662.6		736.0	831.5		877.0			917.0	876.0
10	608.4			677.4	673.5		661.7	668.5	703.5	741.25		809.5	884.25		969.25	928.0	
11	612.0			678.2	669.0	650.3	663.0		704.15	749.0		808.75	891.0	918.0	970.0	927.75	
12	619.75	664.55	647.75	677.25		647.25	667.25		706.0	749.5	803.5	814.0		917.0	975.5		883.5
13		667.8	650.8	681.75		647.65	666.5	668.75	704.5		804.25	800.7		899.0	995.0		865.0
14		668.25	643.25		670.2	653.25		668.35	716.35		813.5	789.5	902.0	906.0	1003.59	926.5	866.5
15	627.0	664.75	648.5		668.25	653.1		667.25		758.85	794.0		913.0	912.5		929.75	881.25
16	627.05	665.10	653.2	686.5	667.75		666.0	662.25		756.75	789.75		889.75			945.0	
17	626.5			688.0	656.75		666.5	657.5	719.0	762.5		790.75	888.25		1011.25	946.0	
18	635.0			688.75	657.0	656.0	666.75		714.75	764.15		804.25	882.0	903.25	1006.75	908.75	
19	629.0	670.75	655.0	681.9		656.3	674.5		725.15	763.0	778.85	799.75		924.0	958.5		
20		663.9	659.0	691.4		657.7	681.6	659.5	734.5		795.5	795.25		920.0	925.75		
21		661.25	658.75		658.0	650.5		657.5	737.0		798.0	810.5	871.25	945.0		918.5	
22	639.0	676.6	663.0		662.0	652.85		659.5		751.25	803.25		875.0	943.0		918.0	
23	642.5	683.0	656.25	688.7	662.05		682.0	660.75		758.25	815.25		888.25			898.5	
24	642.1			688.4	659.0		684.3	660.85	730.0	757.5			909.25			895.5	
25	651.75			684.0	655.3	650.75	674.75		728.5	767.5			918.25	937.75	926.75	891.5	
26	645.5	685.75	663.0	673.0		647.0	670.0		734.75	779.15	830.0			937.0	946.75		
27		676.2	664.0	677.5		642.1	660.5		731.75		810.75	829.0		959.5	946.75		
28		664.2	666.75			647.25		666.0	743.0		801.75	833.75	921.75	959.75	934.25	890.5	
29	644.75		661.0		660.15	650.5		664.25		788.5	794.5		924.5	971.5		880.0	
30	645.2		661.75	677.0	652.65		661.5	666.0		783.25	783.5		919.0			871.0	
31	650.5				659.10		665.5	672.0		789.5			923.25		933.5		