العلوم الاقتصادية
العدد الواحد و الاربعـــون / المجلد الحادي عشر/ نيسان 2016

تحليل الصدمات الهيكلية لنموذج الطلب الكلي باستخدام متجه الانحدار الذاتي الهيكلي (SVAR)

العراق حالة تطبيقية (1970-2010)

.....

بحث مستل من رسالة ماجستير مقدمة إلى مجلس كلية الإدارة والاقتصاد /جامعة البصرة وهي جزء من متطلبات نيل درجة ماجستير علوم في الإحصاء

أ.د. زهرة حسن عباس حميد

الباحثة/ خديجة عدنان

العراق - جامعة البصرة-كلية الإدارة والاقتصاد
قسم الإحصاء

تاريخ قبول النشر 2014/12/29

المستخلص:

سعت هذه الدراسة إلى تحليل السلوك الديناميكي للناتج غير النفطي في العراق للمدة (1970-2010) , بوصفه احد مكونات الناتج المحلي الإجمالي المهم لتحقيق التنمية المستدامة, وذلك من خلال مكونات الطلب لكل من الأنفاق حكومي وخاص الاستهلاكي والاستثماري والصادرات غير النفطية, إذ توصلت دوال استجابة النبضة(impulse response function) وتجزئة التباين (variance decompositions)إلى أن أهم متغيرين يؤثران في الناتج غير النفطي هما المتغير نفسه والإنفاق الاستهلاكي الحكومي وهذا مؤشر على أن الناتج النفطي هو المحدد الوحيد للمتغيرات الاقتصادية الكلية المكونة له وان العائدات النفطية لا تضخ للاقتصاد آلا من خلال الإنفاق الحكومي الاستهلاكي, وذلك بعد تقدير نموذج متجه الانحدار الذاتي الهيكلي (SVAR) , والذي تم تقديره بالاعتماد على نموذج (VEC). وقد توصلت الدراسة, إلى أن هنالك تكاملاً مشتركاً بين متغيرات الدراسة باستخدام اختبار جوهانسن الذي تم تطبيقه بعد التأكد من أن جميع متغيرات الدراسة متكاملة من الرتبة الأولى I(1) , بالاعتماد على اختبارات جذور الوحدة (PP,ZA,ADF), ولقد تم استخدام اختبار نسبة الإمكان (LR) لاختبار التغيرات الهيكلية والذي اثبت خلو بيانات الدراسة من التغيرات الهيكلية بالتالي تم تقدير نموذج (VEC) بدون متغيرات صورية التي تمثل الحصار الاقتصادي و الحرب.

Abstract:

This study sought to analyze the dynamic behavior of the non-oil GDP in Iraq for the period (1970-2010), through the components of the total demand for spending of government and private, consumption& investment and non-oil exports, (impulse response function) &(variance decompositions) reached that the important variables affecting the non-oil GDP is the variable itself and the government consumer spending, after estimating the structural vector autoregressive (SVAR), which was estimated based on the (VEC model), where the study concluded, that there is cointegration between the study variables. By using Johansen test , which has been applied after making sure that all the variables of the study integrated from first order I(1), depending on the Unit root tests (PP, ZA, ADF), Also reached the (LR test) to, study data is free from the structural changes , hence been estimated model (VEC) without dummy variables that represent economic blockade and war.

مقدمة:

يعد الناتج المحلي الإجمالي مقياساً لمدى رفاهية وتقدم الدول والتقلبات العنيفة في الناتج تقود إلى

هزات عنيفة تعوق مسار النمو الحقيقي. و يعاني الاقتصاد العراقي من مشكلة أساسية تتمثل بالاختلال الهيكلي لصالح القطاع النفطي، وتنعكس التغيرات في هذا القطاع على جميع القطاعات الاقتصادية الأخرى، نظراً لاعتماد هذه القطاعات كلياً على عوائد الصادرات النفطية،فضلاً عن تدهور إنتاجية القطاعات الاقتصادية مثل الزراعة والصناعة ووجود حالة التضخم ألركودي بمؤشراتها العالية

وقد ظهرت العديد من الدراسات النظرية والتطبيقية, التي ترى أن الارتفاع في إيرادات النفط ستترتب عليه أثار سلبية في التطور في القطاعات غير النفطية، و سيرافق هذا الارتفاع في إيرادات النفط تغييرات مستمرة في العناصر المؤثرة في عملية التوازن الاقتصادي الخارجي والداخلي، فعلى المستوى الخارجي سيترتب على هذا الارتفاع حدوث فائض في ميزان المدفوعات، وهذا الفائض سيقود إلى ارتفاع سعر صرف العملة المحلية مقابل العملات الأجنبية ، الذي سيقود بدوره إلى انخفاض الصادرات المحلية غير النفطية، وزيادة الاستيراد،وانخفاض حجم الناتج غير النفطي. وبما إن الناتج المحلي الإجمالي في العراق مكون من الناتج النفطي فضلاً عن الناتج غير النفطي وان الناتج غير النفطي ,يتأثر بالعائدات النفطية من خلال الإنفاق الحكومي بالمقام الأول هذا من جهة ومن جهة أخرى إن الناتج يمكن تفسيره من خلال نظرية الطلب والعرض وان الطلب يمكن أن يجزأ إلى قطاعات كلية كالإنفاق الاستثماري والاستهلاكي بشقيه الحكومي والخاص أو إلى قطاعات جزئية كصناعي وخدمي وغيرها.

و من أجل فهم طبيعة سير الاقتصاد الكلي لابد من النظر إلى أنه نموذج ديناميكي احتمالي يأخذ بنظر الاعتبار الصدمات العشوائية الحالية والماضية , وهذا النظام تترجمه نماذج متجه الانحدار الذاتي (VAR) , إذ تعد أداة تجريبيه مناسبة لفهم طبيعة تأثير الصدمات .

كما ان تحديد الصدمات الأساسية يتم بالبحث عن الاستجابة الدافعة التي توفر أفضل كفاء ة لخصائص هذه الصدمة . وسيتم اعتماد الطريقة التكرارية (recursive) التي اعتمدها (Sims1980) . والتي تعتمد في تحديد الصدمات على وفق معيار (Cholesky) . فضلاً عن استخدام نماذج متجه الانحدار الذاتي الهيكلية (SVAR) إذ تعتمد في تحديد الصدمات اعتماداً على مرونة المتغيرات المؤثرة نسبة لبقية المتغيرات. تسعى الدراسة إلى تحليل الصدمات الهيكلية الحاصلة في الناتج المحلي الإجمالي غير النفطي ودراسة أثرها في نموذج الطلب الكلي لمعرفة إي من المكونات التي تسهم في التقلبات الحاصلة في الناتج والتنبؤ بمستوى الناتج وعلى فق سلوك هذه المكونات (القطاعات) وذلك باستخدام متجه الانحدار الذاتي (VAR) فضلاً عن دراسة اثر هذه الصدمات في الناتج غير النفطي على الأمدين القصير و الطويل .

هدف الدراسة:

تحليل تأثير الصدمات الهيكلية في الناتج غير النفطي في كلا الأمدين الطويل والقصير. واستكشاف أسباب تقلبات الناتج المحلي الإجمالي غير النفطي من خلال دراسة العلاقة بين تقلبات الناتج والتقلب الحاصل في مكوناته وتحديد أي من المكونات التي تسهم بشكل اكبر من غيره.

فرضية الدراسة:

من أجل تحقيق الهدف تسعى الدراسة لاختبار الفرضيات التالية:

إن استخدام نموذج متجه الانحدار الذاتي الهيكلي (SVAR) لقياس تأثير التغيرات الفجائية في الناتج غير النفطي في العراق يوفر نتائج أكثر كفاءة من استخدام الطرائق التقليدية. كما ان مدة الدراسة تحتوي على تغيرات هيكلية مما يستوجب استخدام متغيرات صورية (dummy variables)

بيانات الدراسة:

تشتمل عينة الدراسة على بيانات لأهم المتغيرات التي تؤثر بالناتج غير النفطي في العراق للمدة (1970–2010) عينة الدراسة تتضمن(41) [1] مشاهدة وذلك لكل متغير من متغيرات الدراسة المتمثلة بالناتج المحلي الإجمالي غير النفطي($y_{1,t}$) ومكونات الطلب الكلي من[أنفاق حكومي استهلاكي ($y_{2,t}$) واستثماري$y_{3,t}$ وإنفاق خاص استهلاكي($y_{4,t}$) واستثماري($y_{5,t}$) وصادرات غير نفطية($y_{6,t}$)] بالأسعار الثابتة ولسنة أساس (1988).

الإطار الإحصائي:

[1] . يعود سبب الاختيار لهذه المدة الزمنية إلى توافر البيانات من جهة والى حاجة النموذج المستخدم في التقدير الى سلسلة زمنية طويلة نسبياً من جهة أخرى.

الخطوة I : لدراسة السلاسل الزمنية تتمثل باختبار استقراريتها , وهنالك عدة مقاييس لاختبار الاستقرارية وسنركز في هذه الدراسة على اختبار الرسم واختبارات جذور الوحدة التالية :

اختبار دكي –فولر الموسع (Augmented dickey fuller(ADF) test): تم تطوير هذا الاختبار من قبل دكي _فولر في عام (1988),لتخطي وجود مشكلة ارتباط ذاتي في الخطأ العشوائي (serial correlation), و للصيغ التالية:

- عملية سير عشوائي بدون ثابت او اتجاه $\Delta \boldsymbol{y_t} = \boldsymbol{\delta y_{t-1}} + \sum_{i=1}^{p} \boldsymbol{\rho_i y_{t-i}} + \boldsymbol{\varepsilon_t}$
- عملية سير عشوائي مع ثابت فقط $\Delta \boldsymbol{y_t} = \boldsymbol{\beta_1} + \boldsymbol{\delta y_{t-1}} + \sum_{i=1}^{p} \boldsymbol{\rho_i y_{t-i}} + \boldsymbol{\varepsilon_t}$
- عملية سير عشوائي مع مقطع اتجاه $\Delta \boldsymbol{y_t} = \boldsymbol{\beta_1} + \boldsymbol{\beta_2 t} + \boldsymbol{\delta y_{t-1}} + \sum_{i=1}^{p} \boldsymbol{\rho_i y_{t-i}} + \boldsymbol{\varepsilon_t}$

حيث ان y_t متغير الدراسة المراد اختبار استقراريته , ε_t حد الخطأ وتشير, p إلى عدد مدد التباطؤ الزمني اللازمة لتخليص النموذج من مشكلة الارتباط الذاتي. يتم اختبار الفرضية:

$$H_0: \delta = 0 \quad \text{vs} \quad :H_1: \delta < 0$$

وباستخدام الاحصاءة :

$$\tau^*_{ADF} = \frac{\delta}{se(\delta)}$$

فإذا رفضنا فرضية العدم[2] فالسلسلة مستقرة ولا تحتوي على جذور الوحدة وخلاف ذلك يعاد تطبقه للمتغير بعد اخذ الفرق الأول ولجميع الصيغ المذكورة وهكذا يكون المتغير المعني متكاملاً من الرتبة الأولى [I(1)] ((Gujarat 2004)(kozhan, (2010)).

اختبار فليس بيرون (Phillips Perron Test) :

[2] .بالاعتماد على قيم جدولية خاصة.

اقترح هذا الاختبار في عام(1988)من قبل (فلبس& بيرون) وهو احد الاختبارات غير المعلمية ويعد أكفأ من اختبار دكي فولر وذلك لأن (pp test) يصلح لاختبار وجود جذور الوحدة لسلسلة حتى إن كانت تعاني من مشكلة عدم التجانس والارتباط في حد الخطأ u من النوع (AR(p),MA(q),ARMA(p,q))وذلك من خلال التصحيح المباشر في أحصاءة الاختبار.ويتم استخدام احد النماذج الثلاثة التالية :

- عملية سير عشوائي مع ثابت واتجاه $\Delta y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta y_{t-1} + \varepsilon_t$
- *عملية سير عشوائي مع ثابت فقط* $\Delta y_t = \beta_1 + \delta y_{t-1} + \varepsilon_t$
- *عملية سير عشوائي بدون ثابت* او اتجاه $\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \varepsilon_t$

لاختبار الفرضية ($H_1: \delta < 0$ vs $H_0: \delta = 0$), وان إحصاءات الاختبار المستخدمة هي :

$$\tilde{t}_\delta = t_\delta \left(\frac{\gamma_0}{f_0}\right)^{1/2} - \frac{T(f_0 - \gamma_0)\left(se(\hat{\delta})\right)}{2 f_0^{\frac{1}{2}} s}$$

حيث أن :

γ_0 : مقدار ثابت لتباين حد الخطا وهو مساو{ $\gamma_0 = (T-p)s^2/T$ }و p :عدد الابطائات

t_δ :احصاءة t للمعلمة δ التي تحسب من{ $\frac{\hat{\delta}}{se(\hat{\delta})}$ } وان f_0: هو مقدر لبواقي الطيفية (residual spectrum) عند التكرار صفر والذي يتم حساب كالآتي:

$$\hat{f}_0 = \sum_{j=-(T-1)}^{T-1} \hat{\gamma}(j) \cdot K(j/l)$$

حيث ان $k(j/l)$ هي دالة الترجيح الاختيارية.

$$k(j/l) = 1 - j/(l+1)$$

l: المعلمة الموزونة (bandwidth parameter) الذي يعمل بمثابة الإبطاء القاطع لترجيح التباين.

وان $\hat{\gamma}_{(j)}$: التباين المشترك للعينة البواقي.**(kozhan, 2010)(Phillips& Perron,1988)**

(EViews 5.1,2005).(عراية &نبيل,2012

<u>اختبار زفوت –اندروس (Zivot – Andrews test(ZA)) :</u>

طور الباحثان (Zivot and Andrew) خطوات اختبار جذور الوحدة و هذا الاختبار يتضمن مقطعاً ومتغيراً وهمياً لدراسه التغيرات الهيكلية.ولقد افترض هذا الاختبار على خلاف (Perron) بأن وقت حدوث الصدمة الهيكلي غير معلوم.و خلال الفترة ($1 < T_B < T$), وصاغ الباحثان ثلاثة نماذج لاختبار فرضية جذور الوحدة بالاعتماد على نماذج(crash) الموضوعة من قبل (Perron) وهذه النماذج هي:

$$\Delta y_t = \gamma_0 + \rho y_{t-1} + \gamma_1 DU_t + \sum_{j=1}^{K} d_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad \text{(model A)}$$

$$\Delta y_t = \gamma_0 + \rho y_{t-1} + \beta T + \theta DT_t + \sum_{j=1}^{K} d_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad \text{(model B)}$$

$$\Delta y_t = \gamma_0 + \rho y_{t-1} + \beta T + \theta DT_t + \gamma_1 DT_t + \sum_{j=1}^{K} d_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad \text{(model c)}$$

حيث ان DU_t :هو متغير وهمي (dummy variable) والذي يشير إلى التغير في الوسط الذي يظهر عند كل صدمة محتملة في الفترة (TB) . ويمثل DT_t: متغيراً وهمياً يشير إلى التغير في الاتجاه العام . ويمكن تمثيل المتغيرين على الشكل التالي:

$$DU_t = \begin{cases} 1 \ldots\ldots\ldots if \quad t > TB \\ 0 \ldots\ldots\ldots otherwise \end{cases}$$

$$DT_t = \begin{cases} t - TB \ldots\ldots if \quad t > TB \\ 0 \ldots\ldots\ldots\ldots otherwise \end{cases}$$

حيث أن TB يمثل زمن وقوع الصدمة الهيكلية(**Waheed & other,2006**). و يستخدم النموذج(A) لاختبار (ZA)في حالة وجود حد ثابت "drift" أما النموذج (B) فيستخدم لاختبار (ZA)في حالة وجود اتجاه عام (trend) ويستخدم النموذج (c)لاختبار (ZA) في حالة وجود كل من الاتجاه والحد الثابت.أما الفرضية التي يتم اختبارها للنماذج الثلاثة فهي ($H_0: \rho = 0$) أي نختبر (أن السلسلة الزمنية لهذا المتغير تحتوي على جذر الوحدة مع وجود تغيرات هيكلية). إن رفض فرضية العدم يعني خلو السلسلة الزمنية لهذا المتغير من جذور الوحدة حتى في حالة وجود تغيرات هيكلية.وفي هذه الحالة يقال إن هذه السلسلة متكاملة من الرتبة صفر أي $I(0)$.(**الشوربجي ,2007**).

الخطوة II : اختبار التكامل المشترك لمتغيرات الدراسة :

بعد تحديد درجة تكامل السلاسل الزمنية ننتقل لاختبار استقراريها معاً,وكما أشار Engle –Granger في(1987) فان المتغيرات التي تحقق التكامل المشترك تعكس علاقة توازن طويلة الأجل . وجدير بالذكر أن طريقة جوهانسن جوليس(J–J) تكون ملائمة للتطبيق عندما يكون هناك أكثر من متغيرين وان جميع المتغيرات متكاملة (integrated) و لدرجة نفسها ((1)I~) , وان هذا الاختبار يستخدم لاختبار أكثر من علاقة تكامل لذلك يعد أكثر تعميماً من اختبار انجل جرنجل Engle– Granger test والذي يعتمد على اختباري DF او اختبار ADF لاختبار جذور الوحدة في بواقي المتولدة من علاقة تكامل مشترك واحدة (**Wikipedia**,2013). وبشكل عام ان (VAR(P)) للمتجه (Y_t) الذي يتضمن (K) من المتغيرات يتبع الصيغة التالية:

$$Y_t = \mu + \varphi D_t + \prod_1 Y_{t-1} + \cdots + \prod_p Y_{t-p} + \varepsilon_t, \ldots..(1) \qquad (t = 1, \ldots., T)$$

حيث ان $\varepsilon_1, \ldots \varepsilon_T \; are \; IIN(0, \Omega)$ و D_t يمثل الاتجاه العام والنموذج يحوي على (k) من المتغيرات فان عدد المعلمات المطلوب تقديرها يمثل $(k + pk^2 + k(k+1)/2)$.

وبشكل عام أن اغلب السلاسل الزمنية تكون غير مستقرة. وعادة ما يتم تمثيل النموذج (1) بصيغة الفرق الأول وأن عملية الفرق قد تسبب فقدان في المعلومات عندما تكون رتبة الفرق غير دقيقة. وإذا كانت($\Delta = 1 - L$)تمثل عملية فرق فإنه يمكن كتابة(1) كالأتي:

$$\Delta Y_t = \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \cdots + \Gamma_p \Delta Y_{t-p-1} + \prod Y_{t-1} + \mu + \varphi D_t + \varepsilon_t \qquad \ldots.(2)$$

حيث ان $\Gamma_i = -(I - \Pi_1 \ldots - \Pi_i), for \quad i = 1..(p-1)$ و Π تمثل حد تصحيح الخطأ الذي يمكن حسابه من العلاقة $\Pi = \alpha\beta'$ حيث أن β مصفوفة معلمات (المدى الطويل) التكامل المشترك, (α) هي مصفوفة تعديل التوازن. وان ما يُهمنا هو معرفة ما إذا كانت المصفوفة Π تحوي على معلومات عن علاقة التكامل المشترك بين المتغيرات في متجه البيانات أم لا. لذا فان هنالك ثلاث حالات:

1– عندما تكون Π ذات رتبة تامة اي جميع المتغيرات في المتجه Y_tمستقرة

2– ان رتبة Π مساوية لصفر وعندهاΠ تكون مصفوفة صفرية وهذا يشير إلى عدم وجود علاقة خطية بين المتغيرات أي لا توجد علاقة طويلة المدى بين المتغيرات .

3– عندما تكون رتبة المصفوفة $0 < rank(\prod) = r < k - 1$ أي أن هنالك (r–1) من علاقات التكامل المشترك

وتسبق خطوات (J-J) تحديد مدد الإبطاء المثلى للنموذج باعتماد مقاييس مختلفة منها (معيار معلومة اكيكي(Akaike Information Criterion AIC)ومعيار خطأ التنبؤ النهائي(Final Prediction Error(FPE) Criterion) ومعيار معدل الإمكان الاعظم (Likelihood Ratio Test) و معيار معلومة شوارز(Schwarz Information Criterion(SIC) و هنان وكوين (Hannan & Quinn Criterion(H-Q)) . **(Johansen& Juselius1990)** (**متولي,2007)**

ويتضمن اختبار جوهانسن جوليس طريقتين لاختيار عدد متجهات التكامل وهما:

1–**اختبار الأثر (Trace Test):**

ولاختبار الفرضية التي تنص على إن رتب المصفوفة Π هي اقل او مساوية ل(r). والتي يمكن صياغتها كالأتي:

$H_0: \text{rank}(\prod) \leq \text{r} \quad \text{vs} \quad H_1: \text{rank}(\prod) > r$

وان احصاءة الاختبار المستخدمة للاختبار هي نسبة الإمكان لأثر المصفوفة :

$$\lambda_{\text{trace}}(\text{r}) = -T \sum_{i=r+1}^{k} ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$$

وان $\hat{\lambda}$: تمثل القيم الذاتية(**Eigen value**) للمصفوفة Π .

2–**اختبار القيم الذاتية العظمى (Max Eigen value test):**

ويستخدم هذا الاختبار لاختبار الفرضية التالية:

$\text{H}_0: rank(\Pi) = r \quad vs \quad \text{H}_1: rank(\Pi) = r + 1$

أما احصاءة الاختبار هي :

$$\lambda_{\max}(\text{r}, \text{r}+1) = -T\, ln(1 - \lambda_{r+1})$$

و أن احصاءة الاختبار تتبع توزيع مربع كاي بدرجات حرية((r(k–p))(**Johansen,1988**))

الخطوة III : تقدير نموذج تصحيح الخطأ :

بعد التحقق من درجة التكامل[I(1)~] يتم تطبيق اختبار(J-J) لاختبار علاقة التكامل المشترك بين المتغيرات , وإيجاد قيم(α وβ)والتي تستخدم في حساب حد تصحيح الخطأ (Π)ومن ثم حساب نماذج تصحيح الخطأ (VEC) الموضح في العلاقة (2),وهذا في حال وجود التكامل المشترك .وبذلك يمكن تقدير النماذج دون الوجل من مشكلة الانحدار الزائف وتكون نتائج التقدير غير متحيزة وكفؤة ويمكن اعتماد نتائجها للتحليل أو التنبؤ. أما أذا لم يتحقق التكامل المشترك فان النموذج (1) , هو الأنسب للدراسة .

وبعد تحديد النموذج فيما إذا كان نوع (VEC)أو (VAR), ولتضمين متغيرات وهمية يتم استخدام (مضاعف لاكرانج(LR)) لدراسة اثر التغيرات الهيكلية المحتملة وعلى وفق التالي:

$$LR = (T - m) * (\ln |\Omega_r| - ln |\Omega_{ur}|) \sim x_{(q)}{}^2 \ldots\ldots(3)$$

حيث ان :

$|\Omega_r|$: محدد مصفوفة التباين لحد الخطأ للنموذج المقيد (بافتراض عدم وجود متغير صوري)

$|\Omega_{ur}|$: محدد مصفوفة التباين لحد الخطأ للنموذج غير المقيد (والذي يتضمن متغيرين صوريين),T: يمثل عدد المشاهدات ,m : عدد المعلمات في النموذج غير المقيد وهو مساوٍ إلى (عدد الابطاءات *عدد المتغيرات + الثابت + عدد المتغيرات الصورية) ,q : درجات حرية توزيع مربع كاي وهي مساوية إلى عدد المتغيرات الصورية * عدد المعادلات(المتغيرات).

[Plasmans,2007,p171]

دراسة السلوك الديناميكي:

يتم من خلال تقدير نموذج متجه الانحدار الذاتي الهيكلي(structural VAR(SVAR) وعلى وفق التالي:

$$BY_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^{p} \Gamma_i Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad \ldots.(4) \quad t=1..T$$

$$\acute{Y}_t = [Y_{1t} \ldots . Y_{Kt}]$$

حيث ان :γ_0 : تمثل متجه ل(KX1)من الثوابت , وتمثل Γ_i :متجه ل($k \times 1$) من المعلمات للمتغيرات($y_{1,t} \ldots\ldots y_{k,t}$) بابطاءاتها (j=1,…,p), وε_t: هو متجه ل($k \times 1$) من حد الخطأ. ويفترض هذا النموذج أن عناصر القطر الرئيسي للمصفوفة B(معامل المتغير y في المعادلة i) يساوي الواحد. وأن ε_t يحقق الشرطين ($E(\varepsilon_t) = 0$, $E(\varepsilon_t \acute{\varepsilon}_{t-p}) = 0$) ,أي إن عناصر القطر

الثانوي لمصفوفة التباين والتباين المشترك هي أصفار أي إن الصدمات الهيكلية غير مرتبطة.
وبسبب مشكلة توصيف المعلمات في نموذج (SVAR)فان المعلمات المقدرة بطريقة المربعات الصغرى سوف تكون غير متسقة ولتجاوز هذه المشكلة يتم التقدير باستخدام الصيغة المختزلة وان الصيغة المختزلة للنموذج الهيكلي (SVAR)يتم الحصول عليها من ضرب النموذج (4) ب($\mathbf{B}^{-1}$)
وعلى فرض أنها موجودة و ل (p) من الابطاءات. فيصبح النموذج المختزل الآتي:

$$\mathrm{Y_t} = \mathrm{B}^{-1}\gamma_0 + \sum_{i=1}^{p} \mathrm{B}^{-1}\Gamma_i Y_{t-p} + \mathrm{B}^{-1}\varepsilon_\mathrm{t}$$

$$\mathrm{Y_t} = \mathrm{a_0} + \sum_{i=1}^{p} \mathrm{A}_i Y_{t-p} + \mathrm{u_t} \qquad \ldots(5)$$

والتي يمكن تمثيلها بصيغة المتوسطات المتحركة(MA) وكالاتي:

$$A(L^p)\mathrm{Y_t} = \mathrm{a_0} + \mathrm{u_t}$$

وبضرب طرفي المعادلةب[$A(L^p)^{-1}$] نحصل على التالي:

$$\mathrm{Y_t} = A(L^p)^{-1}\mathrm{a_0} + A(L^p)^{-1}\mathrm{u_t} = \mu + A(L^p)^{-1}\beta^{-1}\varepsilon_\mathrm{t} = \mu + \Theta(\mathrm{L})\varepsilon_\mathrm{t}$$

وان $\Theta(\mathrm{L})$: تمثل مصفوفة استجابة النبضة أو المضاعف الديناميكي للمتغير $\mathrm{Y}_{i,\mathrm{t}}$ المقابل لتغير في $\varepsilon_{i,\mathrm{t}}$ ويتم حساب عناصر هذه المصفوفة من الصيغة($\theta_{ij}{}^{(S)} = \frac{\partial y_{i,t+s}}{\partial \varepsilon_{it}} = \frac{\partial y_{i,t}}{\partial \varepsilon_{i,t-s}}$)،وان مصفوف التباين والتباين المشترك للنموذج المختزل والتي يتم حسابها بالاعتماد على تجزئة جولسكي(Cholesky) بافتراض أن مصفوفة التباين والتباين المشترك للمتغير العشوائي (ε_t) هي (Ω) , وحيث أنها مصفوفة موجبة قطعياً لذا يمكن كتابتها على وفق الأتي:

$$\Omega = E(\varepsilon_t \acute{\varepsilon}_t) = T\Lambda\acute{T}$$

T: تمثل مصفوفة مثلثي سفلى وان عناصر القطر الرئيسي لها مساوٍ(1) .

اما**Λ**: تمثل مصفوفة قطرية جميع عناصرها أكبر من الصفر. :**[Zivot,2000]**

<u>طريقة تجزئة التباين (Variance Decompositions) :</u> هذه الطريقة من التحليل الإحصائي تسمح بدراسة انعكاس اثر الصدمات على متغيرات الدراسة عبر الزمن. إذ يهدف هذا التحليل إلى حساب مدى مساهمة كل صدمة في تباين خطأ التنبؤ وذلك باعتماد الطريقة المعروفة تجزئة جولسكي (Choleski decompostion) ويمكن كتابة خطأ التنبؤ لمدة معينة (s) بدلالة تباين الخطأ الخاص بكل متغير على حده. ولمعرفة نسب المساهمة تقسم قيمة تباين ذلك الجزء على تباين خطأ التنبؤ الكلي والتي يتم حسابها من الصيغة المختزلة لنموذج (SVAR) الآتي:

$$Y_{t+s} = \mu + \mathrm{u_{t+s}} + \mathrm{A_1 u_{t+s-1}} + \cdots + \mathrm{A_{s-1} u_{t+1}} + \mathrm{A_s u_t} + \mathrm{A_{s+1} u_{t-1}} + \cdots$$

وان القيمة المقدرة للقيم التنبؤية للمتغيرات كالآتي:

$$\hat{Y}_{t+s/t} = \mu + A_s u_t + A_{s+1} u_{t-1} + \cdots$$

وبطرح القيم الحقيقية من التنبؤية نحصل على الصيغة التالية:

$$Y_{t+s} - \hat{Y}_{t+s/t} = u_{t+s} + A_1 u_{t+s-1} + \cdots + A_{s-1} u_{t+1}$$

وبما أن $u_t = B^{-1}\varepsilon_t$ فان الصيغة السابقة تصبح كالآتي:

$$Y_{t+s} - \hat{Y}_{t+s/t} = B^{-1}\varepsilon_{t+s} + A_1 B^{-1}\varepsilon_{t+s-1} + \cdots + A_{s-1} B^{-1}\varepsilon_{t+1}$$

$$= \Theta_0 \varepsilon_{t+s} + \Theta_1 \varepsilon_{t+s-1} + \cdots + \Theta_{s-1}\varepsilon_{t+1}$$

وبأخذ التباين لطرفين نحصل على :

$$v(Y_{t+s} - \hat{Y}_{t+}) = \sigma_1^2(s) = \sigma_1^2\left(\left(\theta_{11}^{(0)}\right)^2 + \cdots + \left(\theta_{11}^{(s-1)}\right)^2\right) + \sigma_2^2(\left(\theta_{12}^{(0)}\right)^2 + .. + \left(\theta_{12}^{(s-1)}\right)^2)$$

وبصورة عامة فإن مكونات التباين تحسب من الصيغة التالية:

$$\rho_{ij}(s) = \frac{\sigma_j^2\left(\left(\theta_{ij}^0\right)^2 + \cdots + \left(\theta_{ij}^{(s-1)}\right)^2\right)}{\sigma_i^2(s)}$$

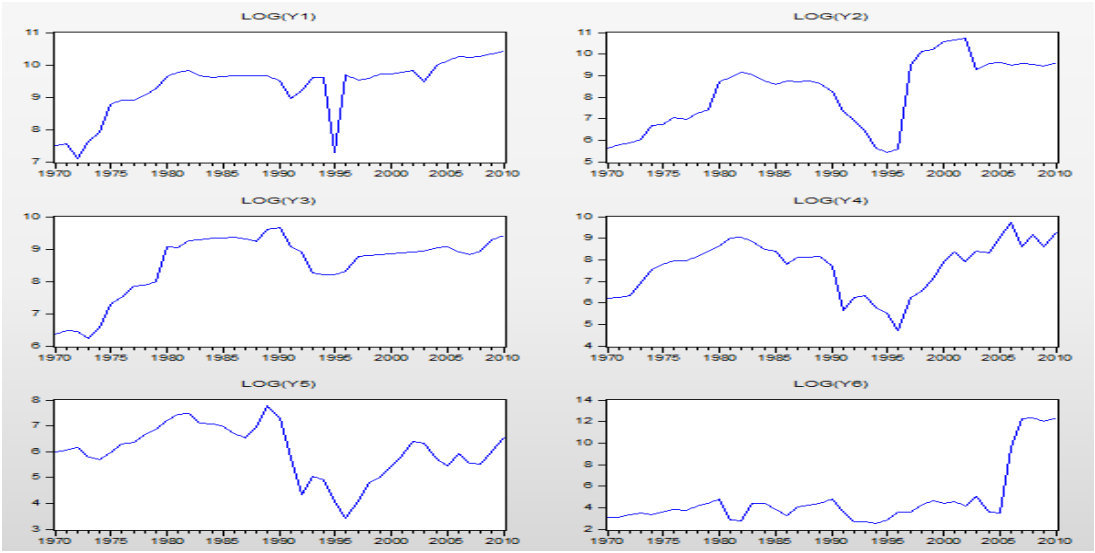
ولمزيد من التفاصيل**[Zivot,2000]**

الإطار التطبيقي:

لتحليل متغيرات الدراسة وتحقيقا لهدفها يتم أولاً اختبار استقراريتها لتحديد رتبة تكامل هذه المتغيرات باستخدام اختبارات الرسم واختبارات جذور الوحدة . وجدير بالذكر أن هذه الخطوة تسبقها تحويل البيانات باعتماد لوغارتم المتغيرات لتنعيمها.

رسم الانتشار :

الشكل (1) رسم الانتشار للوغاريتم الطبيعي لمتغيرات الدراسة بالمستوى(level)



المصدر : نتائج Eviews7.1 بالاعتماد على بيانات جدول (1) في الملحق

إن رسم الانتشار في الشكل (1) يعطي مؤشراً أولياً على أن جميع متغيرات النموذج هي غير مستقرة بالمستوى(level) إذ يوضح رسم الانتشار للوغاريتم الطبيعي للناتج المحلي الإجمالي غير النفطي$y_{1,t}$ بأن السلسلة الزمنية تحتوي على اتجاه ,وهي غير مستقرة. أما رسم الانتشار للوغاريتم الإنفاق الاستهلاكي الحكومي($y_{2,t}$)والاستثماري($y_{3,t}$) والإنفاق الخاص الاستثماري($y_{4,t}$) و الاستهلاكي($y_{5,t}$) فيبين أنها غير مستقرة وتحوي على ثابت ويشير رسم الانتشار للوغاريتم الصادرات($y_{6,t}$)أنها تحوي على اتجاه و ثابت.

ويبين الجدول (2) نتائج اختبار(ADF) لمتغيرات الدراسة, ولتحديد رتبة التكامل لأي متغير تم تطبيق الاختبار مرتين في المرة الأولى نطبق الاختبار عندما تكون السلسلة بالمستوى (level) ونختبر معنوية معلمة الاتجاه فإذا ثبت عدم معنويته , فعندها ننتقل لاختبار النموذج الذي يحوي على ثابت فقط فإذا ثبت أيضا عدم معنوية الثابت في هذا النموذج ودلت قيمة (F) على

عدم ملاءمة النموذج للبيانات وقيم(R^2) صغيرة لهذا النموذج فعندها ننتقل لاختبار النموذج الذي لا يحوي على ثابت أو اتجاه وإذا تم قبول فرضية جذور الوحدة للنموذج المختار , فعندها نطبق الاختبار مرة أخرى ولكن مع أخذ الفرق للسلسة فإذا تم رفض فرضيه العدم فان السلسة تستقر عند هذا الفرق ويقال بإن السلسة متكاملة من الرتبة الأولى I(1).

ويمكن تلخيص النتائج التي تم الحصول عليها من نتائجeviews7.1 لاختبار (ADF) لمتغيرات الدراسة بالجدول (1) :

جدول(1)

نتائج اختبار ADF للوغارتم الطبيعي لمتغيرات الدراسة

	المستوى (level)		الفرق الأول (first difference)	
	نموذج مع ثابت فقط	نموذج مع وجود ثابت واتجاه	نموذج مع ثابت فقط	نموذج مع وجود ثابت واتجاه
$y_{1,t}$	(1)-2.6939525	(1)-3.539777*	(1)-6.670653***	(1)-6.761615***
$y_{2,t}$	(0)-1.847009	(1)-2.570460	(0)***-4.929296	(0)-4.881756***
$y_{3,t}$	(0)-2.158878	(0)-1.716574	(0)-5.031009***	(0)-5.1318***
$y_{4,t}$	(0)-0.612046	(0)-1.627841	(0)-6.651642***	(0)-6.556428***
$y_{5,t}$	(4)-2.503736	(4)-2.898530	(1) -5.611446***	(1) -5.528005***
$y_{6,t}$	(0)-0.015579	(0)-0.940544	(2)-5.322031***	(2)-5.763309***

المصدر: تنسيق الباحثة على وفق نتائج Eviews7.1 بالاعتماد على بيانات الجدول (1) في الملحق

(*) معنوي 10%, (**)معنوية 5%, (***)معنوي 1%, حسب القيم الجدولية (1996) Mackinnon

() طول مدة الإبطاء المثلى المناسبة آلياً على وفق معيار SIC(Schwartz info criterion)وبحد أقصى (9) سنوات

وقد تبين من اختبار (ADF) أن جميع المتغيرات لا تستقر إلا إذا تم أخذ الفرق الأول لها أي أن جميع المتغيرات متكاملة من الرتبة الأولى I(1). وان جميع المتغيرات تحوي على ثابت باستثناء الناتج غير النفطي وكما تم مناقشته سابقاً وكذلك الحال بالنسبة للصادرات فقد تبين أن معلمة الاتجاه فقط معنوية.

وإن خطوات اختبار (PP) مشابه لخطوات اختبار(ADF) ولتحديد رتبة تكامل المتغيرات بحسب هذا الاختبار , تم تلخيص نتائج اختبار (PP) لمتغيرات الدراسة وكما في الجدول (2)

جدول (2)

اختبار جذور الوحدة باستخدام فلبس بيرون (PP test) للوغاريتم الطبيعي لمتغيرات الدراسة

المتغير	المستوى (level)		الفرق الأول (first difference)	
	نموذج مع ثابت فقط	نموذج مع وجود ثابت واتجاه	نموذج مع ثابت فقط	نموذج مع وجود ثابت واتجاه
$y_{1,t}$	(1)2.436182	(1)-3.403682*	(1)-10.93278***	(1)-11.13631***
$y_{2,t}$	(1)-1.965453	(1)-2.298860	(1)-4.927714***	(1)-4.8804***
$y_{3,t}$	(1)-2.136538	(1)-1.764839	(1)-5.050908***	(1)-5.125815***
$y_{4,t}$	(1) -1.645647	(1) -1.669152	(1)-6.642727***	(1)-6.551209***
$y_{5,t}$	(1)-1.818712	(1) -1.853915	(1)-4.431745***	(1)-4.423346***
$y_{6,t}$	(1)0.006918	(1)-0.9569	(1)-4.693739***	(1)-5.005064***

المصدر: تنسيق الباحثة على وفق نتائج Eviews7.1 بالاعتماد على بيانات الجدول (1) في الملحق

(*) معنوي 10%, (**)معنوية 5%, (***)معنوي 1%, حسب القيم الجدولية (1996) Mackinnon, ()العدد الأمثل لفترات الارتباط التسلسلي في اختبار (PP) على وفق الاختيار الآلي (Newey-west) باستخدام طريق (Bartlett kernel).

وقد تبين من هذا الاختبار أن جميع المتغيرات مستقرة من الرتبة الأولى I(1), وان جميع المتغيرات تحوي على ثابت باستثناء الناتج غير النفطي وكما تم مناقشته سابقاً وكذلك الحال بالنسبة للصادرات فقد تبين أن معلمة الاتجاه فقط معنوية عند مستوى ثقة (10%) لذا تم اختيار النموذج الذي يحوي على ثابت واتجاه لتمثيل هذا المتغير كما أن هذا النموذج قد أعطى قيمة ل(F) ذات معنوية عالية وقيمة (R^2) جيدة ولكلا المتغيرين.وبذلك فأن نتائج اختبار (PP)تنطبق مع نتائج اختبار (ADF) ولجميع المتغيرات.

وللتأكد من صحة اختبارات جذور الوحدة في حالة وجود صدمة هيكلية عند مدة غير معلومة نقوم بتطبيق اختبار (Z-A) , و بخطوات اختبار (ADF) نفسها. ويلخص الجدول (3) نتائج اختبار (Z–A) لمتغيرات الدراسة.

جدول(3)

اختبار جذور الوحدة باستخدام (Z–A)

المتغير	المستوى (level)		الفرق الأول (first difference)	
	نموذج مع ثابت فقط	نموذج مع وجود ثابت واتجاه	نموذج مع ثابت فقط	نموذج مع وجود ثابت واتجاه
$y_{1,t}$	(0)-4.612205 [1991]	(0)-5.04337 [1983]	(1)-8.498473*** [1996]	(1)-8.36393*** [1996]
$y_{2,t}$	(1)-3.671423 [1997]	(1)-3.671423* [1997]	(0)-5.997666*** [1996]	(0)-6.403407*** [1996]
$y_{3,t}$	(0)-3.451691*** [1991]	(0)-3.371509 [1991]	(4)-3.067272 [1985]	(0)-9.520657 *** [1997]
$y_{4,t}$	(0)-3.104139 [1990]	(0)3.960044 [1991]	(0) -9.534066*** [1997]	(0)-9.520657*** [1997]
$y_{5,t}$	(4)-6.63355 [1991]	(4)-6.022426 [1991]	(4) -4.849719*** [1998]	(4)-4.787757*** [1998]
$y_{6,t}$	(2)-1.227872 [2004]	(2) -1.227872* [2004]	(1)-6.278214*** [2003]	(1)-6.426311*** [1991]

المصدر: تنسيق الباحثة على وفق نتائج Eviews7.1 بالاعتماد على بيانات الجدول (1) في الملحق

(*) معنوي 10%, (**)معنوية 5%, (***)معنوية 1%, حسب القيم الجدولية (1996) Mackinnon , ( )العدد الأمثل لفترات الارتباط التسلسلي في اختبار (Z–A) على وفق الاختيار الآلي (Newey–west) باستخدام طريقة (Bartlett kernel). [ ] زمن حدوث الصدمة الهيكلية.

وان نتائج هذا الاختبار مطابقة لنتائج اختبارات جذور الوحدة السابقة إي أن جميع المتغيرات هي غير مستقرة ولا تستقر إلا عند أخذ الفرق الأول لها أي أنها متكاملة من الرتبة الأولى I(1).

اختبار التكامل المشترك لمتغيرات لدراسة :

على ضوء نتائج اختبار جذور الوحدة والتي أوضحت إن كل متغير من متغيرات الدراسة متكامل من الدرجة الأولى, تكون الخطوة الثانية بعد تحديد النموذج الملائم وقد تم اختيار النموذج الثالث لاختبار(جوهانسن –جوليس(J-J)) وذلك لأن السلاسل الزمنية جميعها تحوي على مقطع ما عدا متغيرين يحويان على اتجاه وبالتالي النموذج المناسب هو النموذج الثالث. أما الخطوة الثالثة المتمثلة في تحديد درجة الإبطاء المثلى للنموذج وذلك باستخدام مقاييس مثل (LR ,SIC) وغيرها,وكما يعرض الجدول (4).

جدول (4)

نتائج اختبار أفضل فترة إبطاء لنموذج (VAR)

VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: LOG(Y1) LOG(Y2) LOG(Y3) LOG(Y4) LOG(Y5) LOG(Y6)
Exogenous variables: C
Date: 07/14/14 Time: 01:59
Sample: 1970 2010
Included observations: 38

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-290.2210	NA	0.237732	15.59058	15.84914	15.68257
1	-132.0043	258.1430	0.000392	9.158123	10.96809*	9.802094
2	-77.39176	71.85865*	0.000171*	8.178514	11.53987	9.374460*
3	-34.99309	42.39867	0.000185	7.841742*	12.75450	9.589663

* indicates lag order selected by the criterion
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
FPE: Final prediction error
AIC: Akaike information criterion
SC: Schwarz information criterion
HQ: Hannan-Quinn information criterion

المصدر: نتائج Eviews7.1 بالاعتماد على بيانات الجدول (1) في الملحق

من الجدول(4) يتضح أن مدة الإبطاء المثلى هي (2)بحسب مقياس(LR) ومعيار خطأ التنبؤ (FPE)ومعيار حنه كوين(H-Q) إذ كانت إحصاءة الاختبار معنوية عند مستوى معنوية 5% أما احصاءة (AIC)فقد أشارت إلى إن مدة الإبطاء المثلى هي (3) وأشارت معلومة شورز(SC) إلى أن مدة الإبطاء المثلى هي(1)وبما أن الفترة (2) كانت معنوية في العدد الأكبر من المقاييس فانه سيتم استخدامها في اختبار جوهانسن لتكامل المشترك وكذلك في تقدير النموذج متجه الانحدار الذاتي. ولتحديد رتبة $\prod$ أو عدد المتجهات للتكامل المشترك ,وبما إن عدد متغيرات الدراسة هو ستة متغيرات فإنه من المحتمل أن تكون هنالك خمسة من متجهات التكامل بين المتغيرات وهو ما يوضحه الجدول (5) ,

و يوضح الجزء الأول من هذا الجدول نتائج اختبار (Trace) إذ يمثل العمود الأول إلى اليسار فرضية الاختبار , الفرضية الأولى التي يتم اختبارها هي وجود صفر متجه للتكامل ولقد تم رفضها وبمستوى معنوية (5%)وبالتالي ننتقل لاختبار فرضية وجود متجه واحد للتكامل والتي تم رفضها هي الأخرى إذ كانت القيمة الاحتمالية (0.019) وهي اقل من (0.05) ,ومن ثم ننتقل لاختبار فرضية وجود متجهين للتكامل والتي تم قبولها لأن القيمة الاحتمالية لها(0.1490) وهي أكبر من (0.05) ,أي يوجد متجهان للتكامل حسب اختبار (Trace),أما نتائج اختبار Maximum Eigen (value), والمعروضة بالجزء الثاني من هذا الجدول , تبين أن عدد متجهات التكامل مساوية إلى الواحد وبمقارنة النموذج الذي يحوي على متجه للتكامل مع النموذج الذي يحوي على متجهين للتكامل فقد وجد أن النموذج الذي يحوي على متجهين للتكامل هو النموذج الأنسب لبيانات الدراسة لذا سيتم الأخذ بنتائج اختبار (Trace).[3]

جدول (5)

نتائج اختبار j–j للتكامل المشترك

Date: 07/14/14 Time: 04:22
Sample (adjusted): 1973 2010
Included observations: 38 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: LOG(Y1) LOG(Y2) LOG(Y3) LOG(Y4) LOG(Y5) LOG(Y6)
Lags interval (in first differences): 1 to 2

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.747520	127.0604	95.75366	0.0001
At most 1 *	0.573696	74.75632	69.81889	0.0191
At most 2	0.359188	42.35739	47.85613	0.1490
At most 3	0.300955	25.44664	29.79707	0.1461
At most 4	0.266334	11.84109	15.49471	0.1647
At most 5	0.001904	0.072439	3.841466	0.7878

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.747520	52.30410	40.07757	0.0013
At most 1	0.573696	32.39893	33.87687	0.0742
At most 2	0.359188	16.91075	27.58434	0.5876
At most 3	0.300955	13.60554	21.13162	0.3982
At most 4	0.266334	11.76866	14.26460	0.1196
At most 5	0.001904	0.072439	3.841466	0.7878

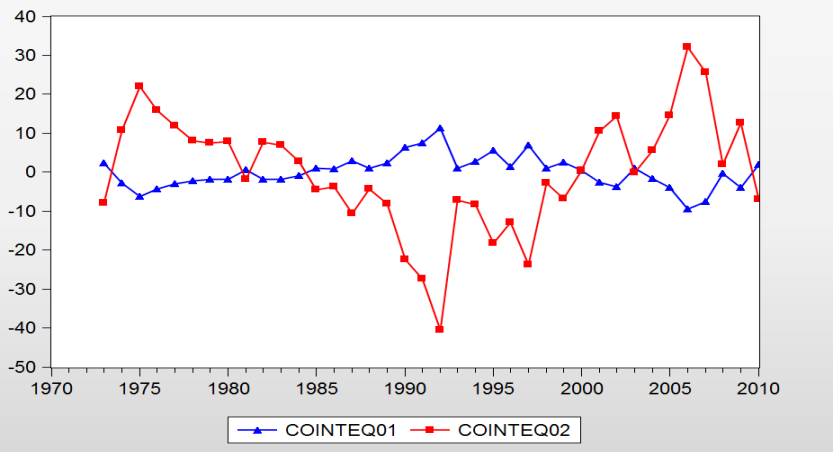
Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

المصدر: نتائج Eviews7.1بالاعتماد على بيانات الجدول (1) في الملحق

[3] تمت المفاضلة بين النماذج بالاعتماد على نتائج اختبارات التوصيف واختبار الاستقرارية الديناميكية .

ويوضح الشكل (2) متجهي التكامل المشترك بيانيا إذ يظهر أن متجهي التكامل مستقران إلى حد ما وتتأرجح القيم حول الصفر.

الشكل (2) متجها التكامل المشترك لبيانات الدراسة



المصدر: نتائج Eviews 7.1 بالاعتماد على بيانات الجدول (1) في الملحق

وبما أن اختبار جوهانسن قد بين أن هنالك تكاملاً مشتركاً بين المتغيرات لذلك لا نستطيع تطبيق نموذج متجه الانحدار الذاتي الاعتيادي (VAR) لذا سوف نقوم بتقدير نموذج تصحيح الخطأ(VEC)

تقدير نموذج تصحيح الخطأ Vector Error Correction :

لقد تم تقدير نموذج (VEC) الممثل بالمعادلة (2) بطريقة المربعات الصغرى والتي تعطي مقدرات غير متحيزة و كفوءة وباستخدام فترتي إبطاء (2 lags). ولدراسة آثار التغيرات الهيكلية والناجمة عن الحرب والحصار فقد تم تقدير أربعة احتمالات وكالاتي :

1- تقدير نموذج تصحيح الخطأ بدون اي متغيرات صورية (dummy variable).

2- تقدير نموذج تصحيح الخطأ مع تضمين متغير صوري لأثر الحرب (dummy1) . إذ احتوت مدة الدراسة على ثلاث حروب الأولى الحرب الإيرانية العراقية خلال للسنوات(1980–1988) والثانية حرب الخليج الثانية (1990) والثالثة حرب الخليج الثالثة (2003).

3- تقدير نموذج تصحيح الخطأ مع تضمين متغير صوري لأثر الحصار (dummy2) . والذي يعبر عن التغيرات الهيكلية الناجمة عن الحصار الاقتصادي للسنوات (1991– 2003).

4- تقدير نموذج تصحيح الخطأ مع تضمين متغيرات صورية لأثر الحصار والحرب (dummy1& dummy2) .

و يوضح الجدول(6) نتائج اختبار (LR) للمفاضلة بين النماذج الأربعة وكالاتي:

جدول(6)

نتائج اختبار (LR) للمفاضلة بين النماذج

النموذج	قيمة Ω	LR	القيمة الجدولية	القرار
(VEC) مع متغيرين صوريين	3.17E-07	8.929576	$x^2_{(5\%,6)} = 21.03$	غير معنوي
(VEC) مع متغير صوري الحرب	5.86E-0.7	2.67089	$x^2_{(5\%,6)} = 12.592$	غير معنوي
(VEC) مع متغير صوري الحصار	4.20E-0.7	5.853153	$x^2_{(5\%,6)} = 12.592$	غير معنوي
(VEC) بدون متغيرات صورية	7.75E-07	النموذج المقيد		معنوي

المصدر: تنسيق الباحثة بالاعتماد على نتائج Eviews7.1 و بتطبيق المعادلة (3).

و من ثم يمكن القول بإن النموذج (VEC) الذي لا يحوي على متغيرات صورية يعد الأنسب لبيانات الدراسة.و يوضح الجدول(2) في الملحق نموذج تصحيح الخطأ عند عدم وجود إي متغير صوري والذي يمثل النموذج المقيد الذي تم اختياره بحسب اختبار (LR) . إذ تمثل أعمدة الجزء الأول من الجدول معادلات نموذج تصحيح الخطأ لكل متغير من متغيرات الدراسة, فيمثل العمود الثاني إلى اليسار معادلة تصحيح الخطأ للناتج المحلي الإجمالي غير النفطي كمتغير معتمد على المتغيرات الأخرى بالقيم المتباطئة و تباطؤ (الناتج غير النفطي) بمدتي ابطاء. وهكذا لبقية الأعمدة. كما يبين هذا الجزء من أن سرعة تصحيح الخطأ في الناتج غير النفطي هي (0.3819) إي ان (38.19%)من عدم التوازن في المدى القصير للناتج غير النفطي يتم تصحيحه في المدى الطويل باستخدام معادلة التكامل الأولى ,ويتم تصحيح 10% من عدم التوازن للناتج غير النفطي باستخدام معادلة التكامل الثانية , أما معادلة الإنفاق الاستهلاكي فان متجه التكامل الأول يصحح(14%)للمعادلة الأولى و(40%) للمعادلة الثانية من عدم التوازن في المدى الطويل .و أن ما نسبته (33%) لمعادلة التكامل الأولى و(8%) لمعادلة التكامل الثانية من عدم التوازن في المدى القصير للإنفاق الاستثماري الحكومي يتم تصحيحه بالمدى الطويل, كما أن ما نسبته (104%) لمعادلة التكامل الأولى و(31%) لمعادلة التكامل الثانية من عدم التوازن في المدى القصير للإنفاق الاستهلاكي الخاص يتم تصحيحه بالمدى الطويل , إن ما نسبته (3%)لمعادلة التكامل الأولى و1% لمعادلة التكامل الثانية من عدم التوازن في المدى القصير للإنفاق الاستثماري الخاص يتم تصححه بالمدى الطويل, إن ما نسبته (279%) لمعادلة التكامل الأولى و(69%) لمعادلة التكامل الثانية من عدم التوازن في المدى القصير للصادرات يتم تصحيحه بالمدى الطويل. ولقد تم حساب قيمة معامل تصحيح الخطأ $\prod$ بالاعتماد على معاملات مصفوفة (βوα) المحسوبة من اختبار-J) : J)

$$\beta = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 1.703788 & -6.049826 & 4.069801 & 0.716753 \\ 0 & 1 & -9.4988803 & 19.42462 & -12.4915 & -2.577829 \end{bmatrix}$$

$$\alpha = \begin{bmatrix} 0.381939 & 0.108734 \\ -1.470121 & -0.406980 \\ -0.3378 & -0.082893 \\ 1.046227 & 0.314895 \\ -0.035995 & 0.010891 \\ -2.795587 & -0.691189 \end{bmatrix}$$

المصدر نتائج Eviews7.1 من نتائج (J-J test) بالاعتماد على بيانات جدول (1) ملحق

أما القسم الآخر من الجدول فيتضمن بعض المؤشرات الإحصائية التي أفرزها البرنامج المستخدم ومنها ؛ قيمة (R^2)فالقيمة($R^2 = 0.78$)تشير إلى أن المتغيرات المضمنة في المعادلة(1) استطاعت آن تشرح 78% من التغيرات التي تحصل في الناتج المحلي الإجمالي غير النفطي , إذ أعطى النموذج المقدر نتائج جيدة فقيمة (R^2) لهذه المعادلات تراوحت بين (0.7809, 0.7265, 0.6352 ,0.6177, 0.5871) باستثناء معادلة واحدة وهي النموذج الثالث ,حيث أن معامل التحديد لهذه المعادلة (0.31433). أما الجزء الأخير من الجدول فهو يحوي على محدد مصفوفة تباين حد الخطأ للنموذج و الذي تم استخدامه في اختبار (LR) لاختبار وجود تأثير لتغيرات الهيكلية.

<u>مناقشة النموذج المقدر</u>:إن النتائج المعروضة في جدول (2) في الملحق تبين أن أكثر من ثلث معلمات النموذج المختار معنويا عند مستوى ثقة (10%) وهي نتيجة جيدة لهذه النماذج حيث أن عدد المعلمات المقدرة كبير وبالتالي تستهلك عدداً كبيراً من درجات الحرية وبما أن هدف الدراسة هو التنبؤ وتحليل الصدمات الهيكلية فإن النموذج المقدر يبقى مقبولا, وخصوصا أن البيانات سنوية. وأن معلمة حد تصحيح الخطأ(معلمة المدى الطويل) كانت معنوية في ثلاث من المعادلات(2و4و6) وكانت معنوية وسالبة في المعادلة(2و6), مما يعكس وجود علاقة ارتباط طويلة المدى بين المتغيرات المعتمدة في هذه المعادلات مع بقية متغيرات النموذج . وان معاملات المتغيرات (بالقيم المتباطئة) تمثل مرونات المدى القصير بالنسبة للمتغير المعتمد في المعادلة المعنية. ونلاحظ هنا إن مرونة الاستهلاك الحكومي الدخليه بإبطاء سنة واحدة (1.34) معنوية وهي كثيرة المرونة إما مرونة الإنفاق الحكومي الدخليه للناتج غير النفطي بإبطاء سنتين(0.35−)غير معنوية وسالبة وقليلة المرونة ولكن باختبار معنوية المرونتين معاً وباستخدام اختبار والد تبين أن العلاقة قصيرة المدى معنوية أي إن الناتج غير النفطي يشرح التغيرات قصيرة المدى للإنفاق الحكومي الاستهلاكي.وان باقي مرونات الإنفاق الحكومي الاستهلاكي بالنسبة لباقي المتغيرات غير معنوية باستثناء مرونة الإنفاق الحكومي الاستهلاكي بالنسب للإنفاق الاستثماري الخاص بإبطاء سنتين (0.82) وهي جيدة المرونة وبتطبيق اختبار والد لاختبار المعنوي علاقة قصيرة المدى لباقي المتغيرات بالنسبة للإنفاق الاستهلاكي الحكومي تبين بأنها غير معنوية إي أن باقي المتغيرات لا تشرح التغيرات قصيرة المدى بالنسبة للإنفاق الحكومي الاستهلاكي .

ولمعادلة الصادرت غير النفطية فان مرونة طلب الصادرات غير النفطية بالنسبة للدخل غير النفطي بإبطاء سنة واحدة للمدى القصير معنوية (1.668) وهي كثيرة المرونة أما مرونة طلب الصادرات غير النفطية بإبطاء سنتين فهي غير معنوية (0.7462) وهي جيدة المرونة وان اختبار والد يبن عدم معنوية العلاقة قصيرة المدى أي أن الناتج غير النفطي لا يشرح التغيرات قصيرة المدى للصادرات غير النفطية . أما مرونات الصادرات غير النفطية فمعنوية وكثيرة المرونة بالنسبة إلى للإنفاق الحكومي الاستهلاكي بإبطاء سنة واحدة (1.06) والإنفاق الحكومي الاستثماري (3.28−) بإبطاء سنة واحدة وبإبطاء سنتين(1.99−) وللإنفاق الاستثماري الخاص بإبطاء سنة واحدة وسنتين(1.677)و(1.22). وان مرونة الصادرات غير النفطية معنوية وجيدة المرونة بالنسبة للإنفاق الاستهلاكي الحكومي (0.667) وللإنفاق الاستهلاكي الخاص(0.84−) والصادرات غير النفطية بإبطاء سنة واحدة (0.57−) وغير معنوية وقليلة المرونة بإبطاء سنتين(0.05) . وان اختبار معنوية العلاقة قصيرة المدى للصادرات غير النفطية بالنسبة لباقي المتغيرات توصل إلى معنوية العلاقة قصيرة المدى أي أن أي متغير من المتغيرات المعادلة(6) يشرح التغيرات قصيرة المدى بالنسبة للصادرات غير النفطية.

و بإجراء اختبار ولد (Wald test) لاختبار معنوية العلاقة قصيرة المدى للمعادلتين ,وللمعادلة (2) وجد أن هناك تأثيراً قصير المدى للمتغيرات الأخرى على الإنفاق الاستهلاكي الحكومي ,إذ تم رفض فرضية أن جميع معلمات المعادلة الثانية (باستثناء الثابت ومعلمات المدى الطويل) مساوية لصفر, و عند تطبق الاختبار نفسه على معادلة (6) الصادرات وجد إن باقي متغيرات الدراسة لها تأثير قصير المدى في الصادرات وعند مستوى ثقة (5%) . أما اختبارات التوصيف لنموذج (VEC) فقد تم عرضها في الجدول (7)

جدول (7)

اختبارات التوصيف للنموذج (VEC) المختار

VEC Residual Normality Tests
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
Date: 09/24/14 Time: 11:23
Sample: 1970 2010
Included observations: 38

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	0.263713	2	0.8765
2	0.382975	2	0.8257
3	1.754928	2	0.4158
4	4.698874	2	0.0954
5	3.042362	2	0.2185
6	3.714066	2	0.1561
Joint	13.85692	12	0.3099

VEC Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)
Date: 09/24/14 Time: 21:15
Sample: 1970 2010
Included observations: 38

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
587.5927	588	0.4970

VEC Residual Serial Correlation LM T...
Null Hypothesis: no serial correlation ...
Date: 09/14/14 Time: 14:19
Sample: 1970 2010
Included observations: 38

Lags	LM-Stat	Prob
1	23.13890	0.9521
2	35.40084	0.4969
3	34.29397	0.5499
4	47.10930	0.1018

Probs from chi-square with 36 df.

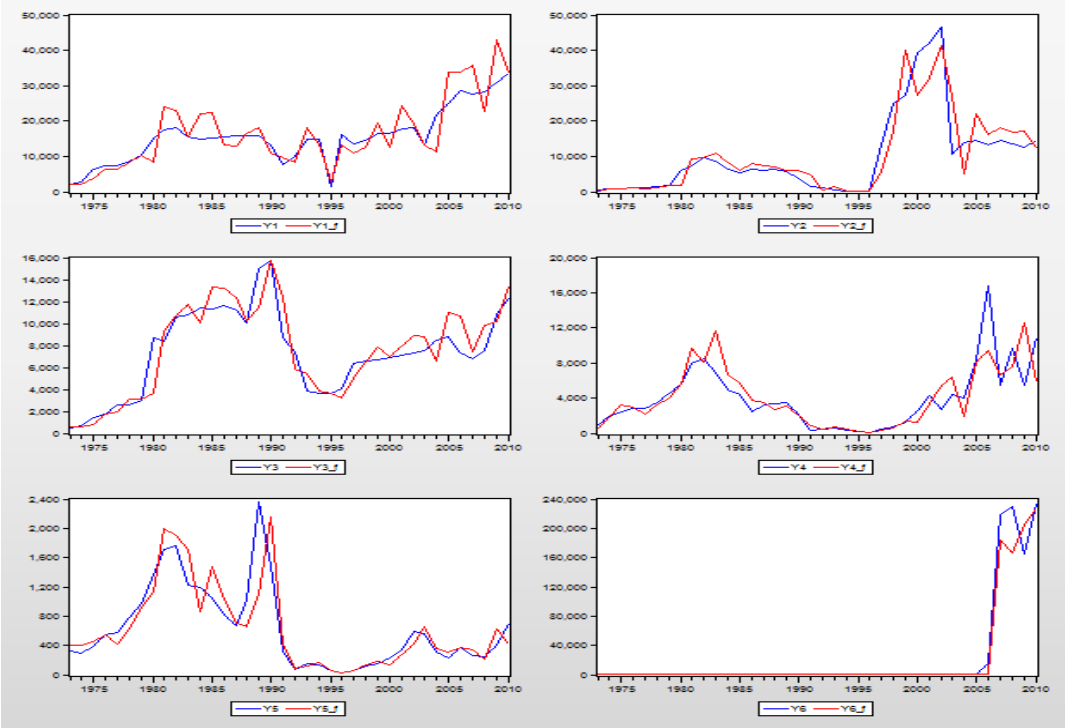
المصدر : نتائج Eviews7.1 بالاعتماد على بيانات الجدول (1) في الملحق

ويمثل الجزء الأول نتائج اختبار (Jarque–Bera) للمعادلات كل على حده وللنموذج ككل حيث إن العمود (prob) يبين أن القيم الاحتمالية في هذا العمود هي اكبر من (5%) وهذا يؤكد ولجميع معادلات النموذج أن البواقي تتبع التوزيع الطبيعي ,وكذلك الحال بالنسبة لبواقي النموذج ككل حيث أن القيمة الاحتمالية في السطر (joint) هي الأخرى اكبر من(5%) ويوضح الجزء الثاني من الجدول(8) اختبار تجانس تباين الخطأ لنموذج(VEC) بالكامل وبما أن القيمة الاحتمالية(0.49) اكبر من 5% فان هذا دليل على عدم وجود مشكلة عدم تجانس تباين الخطأ للنموذج (VEC). ويبين اختبار مضاعف لاكرنج لاختبار الارتباط الذاتي للنموذج (VEC) الموضح في الجزء الثالث من جدول (8), ولأربع مدد أبطاء, حيث أن قيم العمود (Prob) توضح انه لا توجد مشكلة الارتباط المتسلسل (Serial correlation) بين بواقي نموذج (VEC)

وعند مدة إبطاء(1و2 و3 و4) حيث إن جميع القيم الاحتمالية اكبر من (5%) وبما أن المدة المستخدمة في النموذج وحسب اغلب مقاييس هي الثانية فانه لا يوجد ارتباط عند هذه المدة والنموذج المقدر خالٍ من مشكلة (Serial correlation) , وبذلك فان النتائج تدعم استخدام النموذج للتنبؤ.

وان قدرة النموذج على التنبؤ لمدة واحدة إلى الإمام محاكاة ساكنة (static simulation) جيدة نسبيا والشكل(3) يعرض القيم الحقيقية والمقدرة لمتغيرات معادلات النموذج (بالمستوى) , وبالرغم من انحراف القيم المقدرة عن الحقيقية في بعض متغيرات النموذج ولمدد أبطاء محددة إلا أنها تتبع في معظم المدد نمط القيم الحقيقية نفسه.[4]

الشكل (3) محاكاة ساكنة لجميع متغيرات النموذج

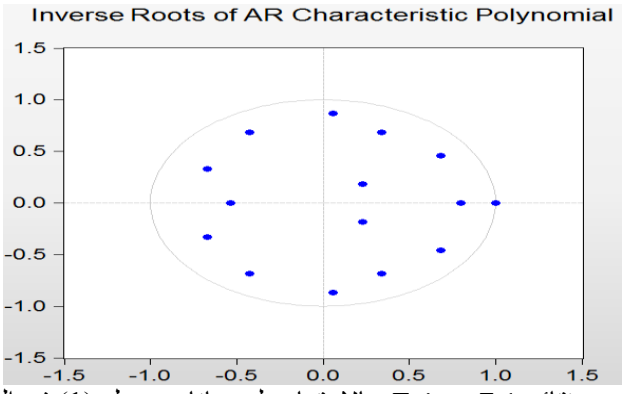


المصدر : نتائج Eviews7.1 بالاعتماد على بيانات جدول (1) في الملحق

[4] وكما تبين أن نتائج تنبؤ لعدة مدد إلى الإمام(محاكاة ديناميكية) لم تكن مقبولة وقد يكون سبب ذلك وجود متجهي التكامل المشترك لذا تم إهمالها

تحليل السلوك الديناميكي للناتج غير النفطي:ولاختبار الاستقراريه الديناميكية(dynamic stability))لنموذج VEC) نطبق اختبار معكوس الجذور لمعادلة المميزة(associated characteristic equation)و يتضح من الشكل (4) أن جميع الجذور تقع داخل دائرة الوحدة باستثناء جذر يقع على محيط الدائرة وليس خارجها وبالتالي يمكن اعتبار النموذج مستقر ديناميكيا. وهذا يؤكد بأن النموذج لا يعاني من الارتباط في الأخطاء أو عدم ثبات التباين.

الشكل (4) نتائج اختبار الاستقرارية الديناميكية لنموذج (VEC)



المصدر : نتائج Eviews7.1 بالاعتماد على بيانات جدول (1) في الملحق

تجزئة التباين (Variance Decompositions):

تفترض هذه الطريقة هيكلا تراجعياً بحيث أن المتغير الأول يؤثر في المتغير الثاني ولذلك فان هذه الطريقة تكون حساسة لترتيب المتغيرات وبما أن النموذج يحوي على 6 متغيرات فان هنالك 720 [5] طريقة لترتيب المتغيرات وسنفترض الترتيب التالي($y_{6,t}$)يؤثر في ($y_{5,t}$) يؤثر في ($y_{4,t}$)يؤثر في($y_{3,t}$) يؤثر في ($y_{2,t}$) يؤثر في ($y_{1,t}$) أي أن الناتج المحلي الإجمالي غير النفطي يتأثر بجميع المتغيرات وان هذا الترتيب تم اختياره على أساس أن الإنفاق الحكومي بشقيه الاستثماري والاستهلاكي هو المحدد الرئيسي لباقي النشاطات في الاقتصاد المحلي وأن الإنفاق الخاص الاستثماري والاستهلاكي يستجيب للإنفاق(الطلب) الحكومي الاستهلاكي والاستثماري وأخيراً الصادرات تتأثر بمجموع الطلب الكلي . وان نتائج هذه التجزئة تم توضيحها في الجدول (8) لمدة عشر سنوات مستقبلية إذ يفسر الجدول تجزئة التباين الناجمة عن الصدمات على الناتج غير النفطي والمتغيرات الأخرى في النموذج .

[5] يمكن ترتيب المتغيرات باعتماد قيم F وعلى وفق سببية جرنجل لكل متغيرين معاً.

ويوضح الجزء الأول من الجدول نتائج تجزئة التباين خطأ التنبؤ للناتج غير النفطي($y_{1,t}$)لعشر مدد إلى الأمام في حين يوضح العمود الثالث نسب أسهام الإنفاق الحكومي الاستهلاكي في تفسير تباين خطأ التنبؤ للناتج غير النفطي وهكذا لبقية الأعمدة ونلاحظ من الجدول أن الناتج غير النفطي والإنفاق الحكومي الاستهلاكي($y_{2,t}$)هما اللذان يسهمان في النسبة الأكبر في تفسير تباين خطأ التنبؤ للناتج غير النفطي($y_{1,t}$)في الفترة الأولى فإن الناتج غير النفطي يفسر(100%) من خطأ التنبؤ أما في المدة الثانية فإن الإنفاق الحكومي الاستهلاكي($y_{2,t}$) يفسر (21%) من خطأ التنبؤ في حين يفسر الناتج غير النفطي (71%) إما على المدى البعيد فيبقى هذان المتغيران هما الأهم في تفسير خطا التنبؤ للناتج غير النفطي إذ فسر الناتج غير النفطي(61%) من خطأ التنبؤ في حين فسر الإنفاق الحكومي الاستهلاكي (21%)من خطأ التنبؤ وتليهما في الأهمية الأنفاق الخاص الاستثماري($y_{5,t}$) ومن ثم الاستهلاكي($y_{4,t}$) أما الصادرات($y_{6,t}$) فإن دورها صغير في تفسير خطأ التنبؤ للناتج غير النفطي في بعض سنوات التنبؤ ,أما القسم الثاني من الجدول يوضح أن أهم متغيرين في تفسير خطأ التنبؤ للإنفاق الاستهلاكي الحكومي($y_{2,t}$) هما الناتج غير النفطي ($y_{1,t}$)بنسبة (26%)والأنفاق الحكومي الاستهلاكي ($y_{2,t}$) بنسبة (73%) أما على المدى الطويل فإن الناتج غير النفطي يصبح أقل أهمية بنسبة(5%) بعد الإنفاق الاستهلاكي الخاص ($y_{4,t}$)بنسبة أسهام (7%) وبعد الإنفاق الحكومي الاستهلاكي الذي كانت نسبة إسهامه من خطأ التنبؤ هذا المتغير(76%) . وأن أهم متغيرين في تفسير خطأ التنبؤ للأنفاق الاستثماري الحكومي($y_{3,t}$) هما الناتج غير النفطي($y_{1,t}$) والأنفاق الحكومي الاستهلاكي ($y_{2,t}$)بنسبة(32% و17%) على التوالي ويعد المتغير نفسه الذي يعد الأهم في تفسير خطأ التنبؤ في المدة الأولى فسر ما نسبته(49%) من خطا التنبؤ و يبقى هذان المتغيران الأهم على المدى الطويل بعد المتغير نفسه بنسبة (33% و8% و49%) أما اقل المتغيرات أهمية في تفسير خطأ التنبؤ لهذا المتغير فهو الأنفاق الاستثماري الخاص($y_{5,t}$) والصادرات($y_{6,t}$). وان أهم متغيرين في تفسير الأنفاق الاستهلاكي الخاص($y_{4,t}$) هو الإنفاق الاستهلاكي الحكومي ($y_{2,t}$)والناتج غير النفطي ($y_{1,t}$) وذلك بعد أهمية المتغير نفسه بنسبة (26%و9%و54%) على التوالي أما على المدى البعيد (58% و19%و10 %) أما اقل المتغيرات أهمية في تفسير خطأ التنبؤ للإنفاق الاستهلاكي الخاص($y_{4,t}$)هو الإنفاق الاستثماري الخاص($y_{5,t}$) .

وأهم متغير في تفسير خطا التنبؤ للأنفاق الاستثماري الخاص ($y_{5,t}$)هو المتغير نفسه بنسبة (82%) يليه الإنفاق الاستهلاكي الخاص($y_{4,t}$)و الحكومي($y_{2,t}$) على التوالي (12% و4%) أما على المدى الطويل فقد بلغت نسبة إسهامهما في تفسير خطأ التنبؤ(10% و58%) على التوالي وان اقل المتغيرات أهمية في تفسير خطأ التنبؤ هو الصادرات ($y_{6,t}$). وان أكثر متغيرين إسهاماً في تفسير خطأ التنبؤ لصادرات($y_{6,t}$) بعد المتغير نفسه بنسبة (65%) هما الإنفاق الاستهلاكي الخاص ($y_{4,t}$) والانفاق الاستثماري الحكومي($y_{3,t}$). و على المدى البعيد فان أهم متغيرين هما الإنفاق الاستثماري الخاص($y_{5,t}$) والحكومي ($y_{3,t}$) حيث إنهما يفسران خطأ التنبؤ بنسبة (35%و32%) على التوالي .

وان الخطأ المعياري لخطأ التنبؤ لمدة عشر سنوات يكون بشكل متزايد مع الزمن , وتعزا الزيادة إلى آثار عدم التأكد للتنبؤ للمدد الزمنية السابقة.

جدول (8)

نتائج تجزئة التباين لنموذج (VEC)

Variance Decomposition of LOG(Y1):

Period	S.E.	LOG(Y1)	LOG(Y2)	LOG(Y3)	LOG(Y4)	LOG(Y5)	LOG(Y6)
1	0.355812	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.506610	71.77846	21.12077	1.776314	3.304330	2.018771	0.001358
3	0.712457	61.74768	16.93333	1.233371	2.058657	18.02277	0.004187
4	0.765776	62.49949	15.79383	1.566721	1.784235	18.18451	0.171210
5	0.880887	60.89592	17.49077	1.805231	4.666129	14.96463	0.177323
6	0.988916	61.54272	18.51029	1.679440	4.145107	12.99631	1.126137
7	1.083970	61.15688	19.27970	1.548519	3.853196	13.18307	0.978640
8	1.169528	61.58133	19.43667	1.383757	3.404868	13.07417	1.119202
9	1.238122	61.04090	20.70670	1.292057	3.118257	12.75672	1.085370
10	1.327179	61.11870	21.73006	1.127223	2.936092	12.07871	1.009213

Variance Decomposition of LOG(Y2):

Period	S.E.	LOG(Y1)	LOG(Y2)	LOG(Y3)	LOG(Y4)	LOG(Y5)	LOG(Y6)
1	0.610966	26.03397	73.96603	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	1.171541	25.87782	70.96993	0.000684	1.773206	1.290400	0.087965
3	1.644176	15.34933	78.60968	0.767708	2.797636	1.961071	0.514571
4	1.972618	11.75038	79.03717	0.985564	3.493165	3.364929	1.368793
5	2.200070	9.478142	79.39213	1.070471	4.920721	2.999421	2.139112
6	2.432993	7.862973	78.34765	1.246783	6.629769	3.317550	2.595278
7	2.591118	7.007724	78.03730	1.131122	6.422086	4.290347	3.111420
8	2.739241	6.337760	77.07807	1.018996	7.133391	5.449926	2.981854
9	2.871387	5.999136	76.74783	0.964117	7.229263	6.082071	2.977583
10	3.008380	5.747084	76.62434	0.882524	7.207094	6.343346	3.195607

Variance Decomposition of LOG(Y3):

Period	S.E.	LOG(Y1)	LOG(Y2)	LOG(Y3)	LOG(Y4)	LOG(Y5)	LOG(Y6)
1	0.311252	32.73355	17.93571	49.33074	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.469673	30.23371	25.52516	41.02667	0.125734	0.107987	2.980745
3	0.610662	28.58867	33.37211	33.06452	1.870198	0.063896	3.040598
4	0.727329	29.39072	38.22390	26.74631	2.175027	0.594706	2.869340
5	0.829096	29.15003	42.50458	21.29966	2.597420	1.600822	2.847484
6	0.944570	29.95107	44.76198	16.94718	2.997171	2.589478	2.753130
7	1.059981	30.96045	46.36510	13.87393	2.894101	3.013328	2.893081
8	1.177650	32.23195	47.38955	11.48635	2.874971	3.209897	2.807283
9	1.292734	33.38363	48.31818	9.698812	2.773549	3.185359	2.640463
10	1.409009	33.92377	49.44182	8.243579	2.746992	3.126005	2.517829

Variance Decomposition of LOG(Y4):

Period	S.E.	LOG(Y1)	LOG(Y2)	LOG(Y3)	LOG(Y4)	LOG(Y5)	LOG(Y6)
1	0.518834	9.853155	26.96397	9.005741	54.17714	0.000000	0.000000
2	0.806651	26.62128	38.11057	9.132437	23.80821	0.023630	2.303876
3	1.141364	23.80261	44.72791	12.87699	16.00626	1.403968	1.182262
4	1.393119	25.61220	47.39399	11.71990	12.41560	1.933476	0.924834
5	1.618303	23.17548	51.24087	11.71688	11.53763	1.436775	0.892358
6	1.875410	22.50175	54.19196	9.913586	11.16423	1.070242	1.158227
7	2.088365	21.89050	56.55922	9.092465	10.28095	0.905997	1.270874
8	2.272492	20.89657	57.46969	9.280897	10.24976	0.986766	1.116321
9	2.434785	20.12898	58.02985	9.538290	10.28028	0.976080	1.046516
10	2.603163	19.48704	58.54179	9.564379	10.31298	0.942484	1.151326

Variance Decomposition of LOG(Y5):

Period	S.E.	LOG(Y1)	LOG(Y2)	LOG(Y3)	LOG(Y4)	LOG(Y5)	LOG(Y6)
1	0.362864	0.185206	4.194448	0.023393	12.89645	82.70051	0.000000
2	0.711577	5.804378	21.82636	0.081270	12.19368	57.35953	2.734778
3	0.973575	7.980076	40.07448	1.521452	8.716562	38.06311	3.644313
4	1.167759	8.292482	48.85643	4.647518	8.807574	26.81130	2.584698
5	1.331883	7.274673	52.97044	6.479660	9.910456	21.23392	2.130853
6	1.529203	6.770190	55.33955	6.605699	10.96149	17.25352	3.069554
7	1.720247	7.653344	57.16649	6.307656	10.56891	14.39955	3.904049
8	1.878941	8.424054	58.44304	6.818926	10.38370	12.30565	3.624635
9	2.024655	8.823239	58.99987	7.829036	10.29913	10.79798	3.250747
10	2.187994	9.122172	59.46428	8.478879	10.22087	9.569505	3.144294

Variance Decomposition of LOG(Y6):

Period	S.E.	LOG(Y1)	LOG(Y2)	LOG(Y3)	LOG(Y4)	LOG(Y5)	LOG(Y6)
1	0.955232	2.192119	0.880842	6.467955	23.10937	2.261048	65.08867
2	1.552335	12.09473	0.739547	19.72373	20.65580	9.418800	37.36739
3	2.106471	10.96260	2.475893	27.38830	17.83689	20.73334	20.60297
4	2.525835	8.418282	2.598845	26.08613	17.21158	30.84481	14.84035
5	2.852567	7.168864	2.042979	25.39372	16.02899	36.40739	12.95805
6	3.125250	6.127301	1.743230	27.88008	15.22375	36.94893	12.07671
7	3.366966	5.331628	1.709297	30.21892	15.16553	36.15948	11.41514
8	3.623517	4.972634	2.514185	31.22825	14.30277	36.31435	10.66781
9	3.895241	4.565816	3.288567	32.11532	13.36208	36.47990	10.18832
10	4.140644	4.180183	4.134063	32.55879	13.30914	35.94141	9.876414

Cholesky Ordering: LOG(Y1) LOG(Y2) LOG(Y3) LOG(Y4) LOG(Y5) LOG(Y6)

المصدر :نتائج Eviews7.1 بالاعتماد على بيانات جدول (1) في الملحق

دوال نبضات الاستجابة (impulse response function):

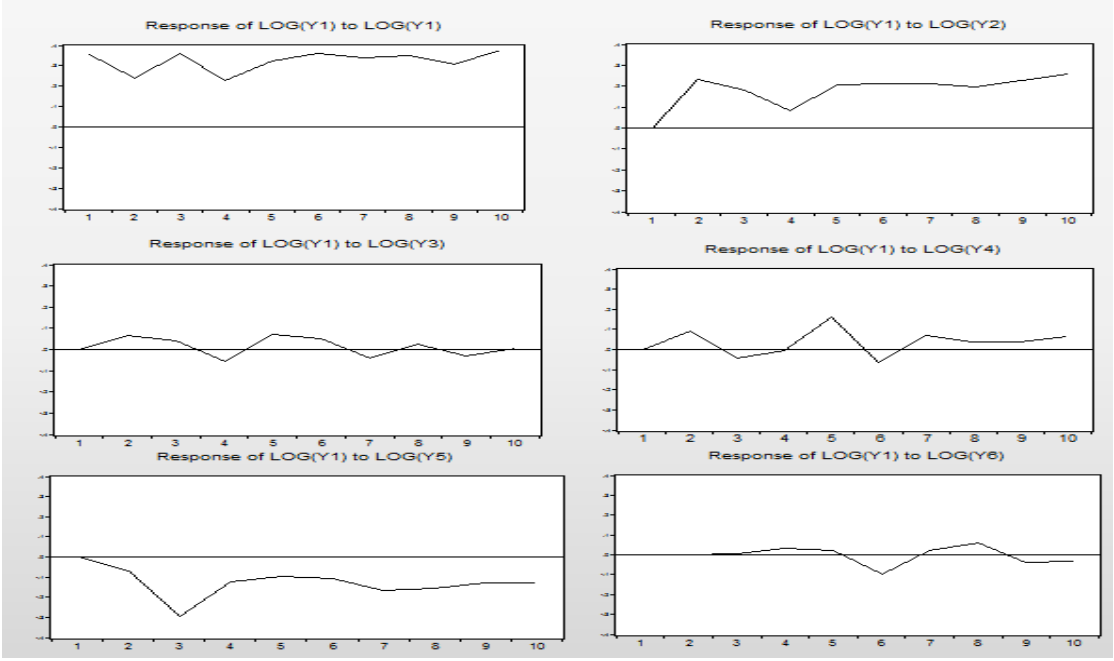
تهدف هذه الطريقة إلى تحليل الصدمات من خلال قياس أثر حدوث صدمة في متغيرات النظام , وهذه الدوال تقيس أثر صدمة بمقدار انحراف معياري واحد لأحد متغيرات النموذج في القيم الحالية والمستقبلية لباقي المتغيرات يتم حسابها بالاعتماد على النموذج (SVAR) .

ويوضح الشكل (5)دوال استجابة الناتج غير النفطي للصدمات الحاصلة في متغيرات النموذج .

حيث أن سلوك هذه الدوال في المدى الطويل مقيد بمعادلات التكامل المشترك للنموذج وان المحور الأفقي يمثل مدة التنبؤ أما المحور العمودي فيقيس استجابة الناتج غير النفطي .

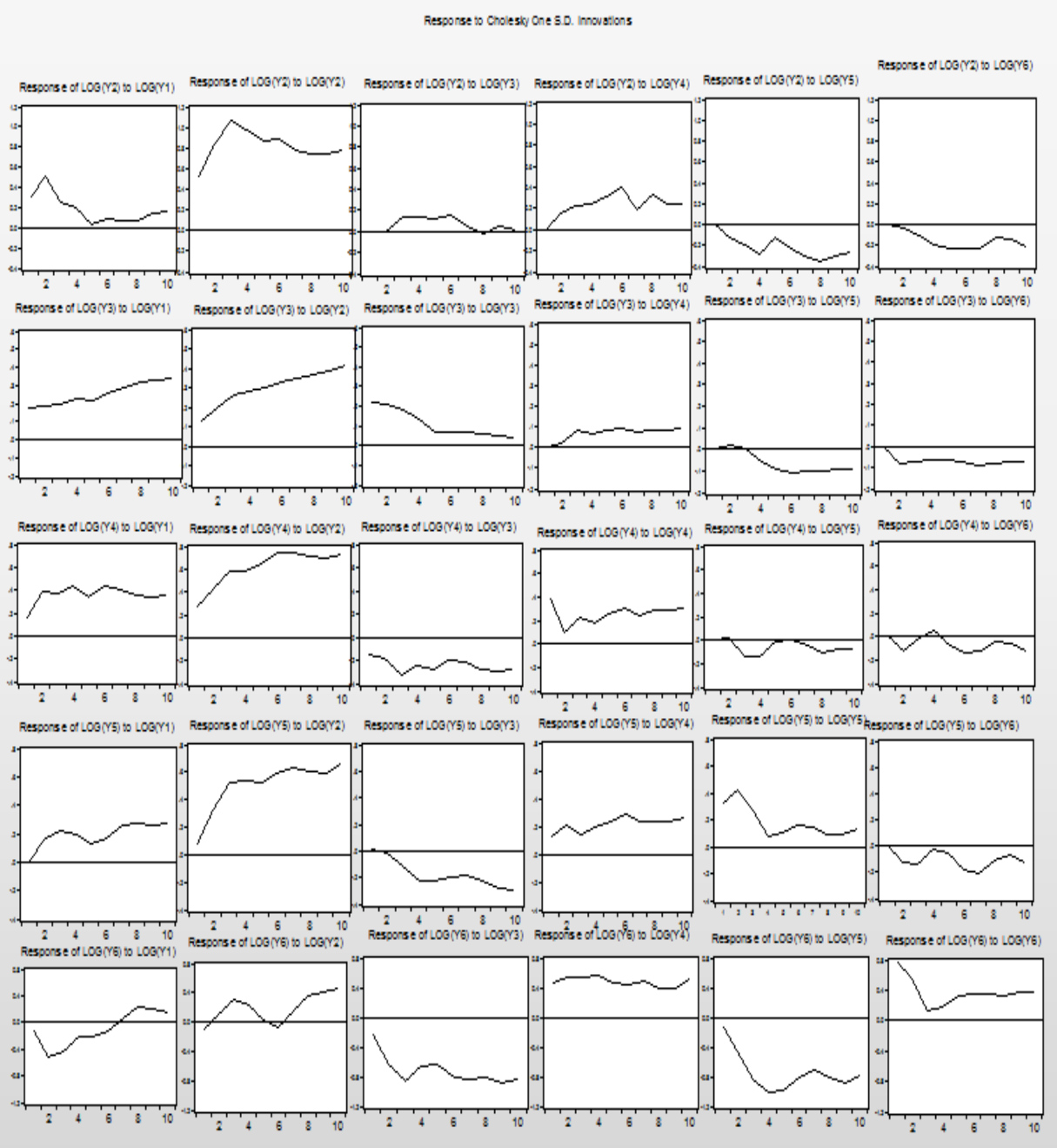
ومن الشكل(5) نلاحظ أن الناتج غير النفطي($y_{1,t}$)والإنفاق الحكومي الاستهلاكي ($y_{2,t}$) هما الأكثر تأثيراً إذ أن تأثيرهما موجب على طول مدة التنبؤ. وهو مشابه لما تم التوصل إليه سابقا في تجزئة التباين, بعكس باقي المتغيرات التي تحوي على بعض مدد التنبؤ السالبة إذ نجد أن استجابة الأنفاق الحكومي الاستثماري ($y_{3,t}$)والإنفاق الخاص الاستهلاكي($y_{4,t}$) والصادرات($y_{6,t}$) صغيرة نسبيا وتتفاوت بين قيم سالبة وموجبة خلال مدة التنبؤ فمثلا بالنسبة للصادرات نلاحظ أن الناتج ينخفض بشكل صغير جدا يقترب من الصفر في المدة الأولى ثم يرتفع بعد ذلك في المدة الثانية إلى (1%) ثم يعود للانخفاض في المدة التالية إلى تأثير سالب في السنة السادسة ثم يعود إلى الارتفاع بالمدة الثالثة إلى (1%) يعاود بعدها الانخفاض الى مستوى سالب في السنة(9) ثم يعود للارتفاع .

الشكل (5) استجابة الناتج غير النفطي لاستجابة بمقدار انحراف معياري واحد



المصدر : نتائج Eviews7.1 بالاعتماد على بيانات جدول (1) في الملحق

الشكل(6) استجابة باقي المتغيرات لصدمة بمقدار انحراف معياري واحد



المصدر : نتائج Eviews7.1 بالاعتماد على بيانات جدول (1) في الملحق.

أما لباقي المتغيرات فيتم توضيح دوال الاستجابة النبضة لها في الشكل (6). حيث ان الأشكال الستة الأولى توضح استجابة الأنفاق الحكومي الاستهلاكي ($y_{2,t}$) لصدمة بمقدار انحراف معياري لباقي المتغيرات .وكما هو الحال بتجزئة التباين فان المتغيرين الأكثر تأثيرا هما الأنفاق الاستهلاكي الحكومي($y_{2,t}$) نفسه يليه الأنفاق الاستهلاكي الخاص ($y_{4,t}$)حيث أن تأثيرهما موجب خلال مدة التنبؤ يليهما الناتج غير النفطي ($y_{1,t}$) أما تأثير الأنفاق الاستثماري الحكومي($y_{3,t}$) فتأرجح تأثيره بين الموجب والسالب, وكان تأثير كل من الانفاق الاستثماري الخاص($y_{5,t}$) و الصادرات($y_{6,t}$) سالباً على طول مدة التنبؤ . أما استجابة الأنفاق الحكومي الاستثماري ($y_{3,t}$) فأن جميع المتغيرات ذات تأثير موجب باستثناء الإنفاق الاستثماري الخاص($y_{5,t}$) تراوح تأثيره بين السالب والموجب و الصادرات($y_{6,t}$) بتأثير سالب على طول مدة التنبؤ. وأن أكثر متغيرين يولدان استجابة موجبة لهذا المتغير هما الإنفاق الحكومي الاستهلاكي($y_{2,t}$) والناتج غير النفطي ($y_{1,t}$).أما استجابة الأنفاق الخاص الاستهلاكي($y_{4,t}$) فأكثر متغيرين يسببان استجابة هما الإنفاق الاستهلاكي الحكومي ($y_{2,t}$) والناتج غير النفطي ($y_{1,t}$) يليهما المتغير نفسه, في حين تكون استجابة ($y_{4,t}$) للانفاق الاستثماري الحكومي ($y_{3,t}$) سالبة على طول مدة التنبؤ ,و تؤثر بقية المتغيرات باستجابة سالبة وموجبة خلال مدة التنبؤ المختارة. أما استجاب الإنفاق الاستثماري الخاص ($y_{5,t}$) فان المتغيرين الأكثر تأثير هما الإنفاق الاستهلاكي الحكومي ($y_{2,t}$) والخاص($y_{4,t}$) فضلاً عن أن استجابة الأنفاق الاستثماري الخاص($y_{5,t}$) للصدمات الحاصلة بالإنفاق الاستثماري الخاص نفسه مؤثر وموجب خلال مدة التنبؤ وكذلك الحال بالنسبة للناتج غير النفطي($y_{1,t}$) . أما استجابة الأنفاق الاستثماري الخاص($y_{5,t}$) لباقي المتغيرات فكانت سالبة خلال مدة التنبؤ. وأن المتغيرين الأكثر تأثيرا في الصادرات ($y_{6,t}$) هما الإنفاق الاستهلاكي الخاص ($y_{4,t}$) والصادرات ($y_{6,t}$) نفسها حيث أن تأثيرهما موجب خلال مدة الدراسة ,أما باقي المتغيرات فقد كان لها تأثير سالب في هذا المتغير أما على طول مدة التنبؤ أو خلال مدد معينة .

اهم الاستنتاجات:توصلت الدراسة إلى النتائج التالية:

1- إن جميع المتغيرات متكاملة من الدرجة الأولى(1)I. وبالتالي أمكن تطبيق اختبار (J–J) للتكامل المشترك والذي توصل إلى وجود متجهين للتكامل.وبالتالي أمكن تقدير نموذج تصحيح الخطأ (VEC) .

2- وتبين من اختبار (LR) أن النموذج الملائم للبيانات هو النموذج الذي لا يحتوي على متغيرات صورية , فقد ثبت عدم معنوية النموذج (VEC) مع متغيرين صوريين او أحدهما .

3- للنموذج (VEC) المختار تبين أن ثلث معلمات النموذج معنوية وان هذا النموذج استطاع أن يقيس العلاقة طويلة وقصيرة المدى باستخدام المعادلة (2–6). وقد تبين من اختبارات التوصيف خلو النموذج من مشكلات التوصيف (الارتباط الذاتي والتوزيع الطبيعي وعدم التجانس)كما تبين أن النموذج مستقر ديناميكياً.

4- بينت دوال استجابة النبضة وتجزئة التباين أن أهم متغيرين يؤثران في الناتج غير النفطي بعد المتغير نفسه هو الإنفاق الحكومي الاستهلاكي.

المصـــــــــــادر:

المصـــادر العربية:

1- الشوربجي, مجدي ,(2007)م" العلاقة بين رأس المال البشري والصادرات والنمو الاقتصادي في تايوان " بحث مقدم إلى الملتقى العلمي الدولي للفترة من 27 – 28 نوفمبر،كلية العلوم الاقتصادية وعلوم التيسير –جامعة حسيبة بن بوعلي بالشلف،الجزائر

2- متولي,عبد القادر,2007" اشتقاق نموذج تصحيح الخطا من اختبار التكامل المتساوي لجوهنسون اطار نظري ومثال تطبيقي باستخدام eviews5" المعهد العالي للحاسبات نظم المعلومات الادارية وعلوم الادارة , شبرا الخيمة , مصر , 2007–02–09

3- نبيل,هني محمد &عراية, زهير (2012),"اختبار نموذج السير العشوائي لحركة أسعار الأسهم في أطار كفاءة الأسواق المالية في البورصات العربية", أبحاث اقتصاد وإدارة – العدد 11 ص ص(49–78).

المصـــادر الانكليزية:

1- EViews 5.1 User'sGuide Copyright © 1994–2005 Quantitative Micro

Software All Rights ReservedPrinted in the United States of America
2- Gujarati ,Damodar N. (2004) "Basic Econometrics" , fourth edition , McGraw-Hill , companies .
3- Johansen, Soren. (1988), "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control* 12,pp(231–254).
4- Johansen,soren, Juselius, Katarina. (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration With Applications to the Demand for Money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52 (2),pp(169-210).
5- kozhan ,roman, (2010)"financial econometrics with eviews",bookboon.com
6- Phillips ,P.C.B and Perron, P., (1988) "Testing for a unit root in time series regression ", Biometrika ,Vol .75,No.2, pp. 335-346.
7- plasmans ,Joseph,2007," Dynamic modeling and Econometrics in Economics and finance Modern Linear and Nonlinear Econometrics" PUBLISHED BY SPRINGER , Netherlands
8- Zivot and Donaldw.k. Andrews(1992)" Further Evidence on the Grash,the Oil Price shock, and the Unit –root Hypothesis", *Journal of Business & Economic* ***Statistics*** **Vol. 10, No. 3. pp. 251-270.**
9- Zivot ,Eric , 2000"Notes on Structural VAR Modeling" ,May 1, This version: June 5, 2000Copyright 2000 Eric Zivot, All Rights Reserved
10-Waheed ,Muhammad & Alam, Tasneem & Ghauri, Saghir Pervaiz,2006, "Structural Breaks and Unit root:Evidence From Pakistani macroeconomic Time series" State Bank of Pakistan,on web, http://mpra.ub.uni-muenchen.de/1797/
11-Wikipedia ,johansen test,2013, http://en.wikipedia.org/wiki/Johansen_test

ملحق (أ) بيانات الاحصائية لمتغيرات الدراسة

year	الناتج غير النفطي (1)	الانفاق الاستهلاكي الحكومي (2)	الانفاق الاستهلاكي الخاص (3)	تكوين راس المال الحكومي (4)	تكوين راس المال الخاص (5)	الصادرات غير النفطية (6)	dummy1 (7)	dummy2 (8)
1970	1822.2	275.7	577.7	497.5824	402.1777	22.566	0	0
1971	1922.8	321.9	642.9	520.274	421.5467	22.782	0	0
1972	1219.74	347.9	623	552.4438	473.6848	28.164	0	0
1973	2050.3	425.4	509.7	1036.61	324.5246	32.523	0	0
1974	2689.83	782.8	697.4	1892.28	289.8878	28.13	0	0
1975	6454.9	843	1440.2	2449.303	386.9561	35.565	0	0
1976	7275.6	1157.1	1784.7	2799.976	538.3758	46.53	0	0
1977	7450.8	1074.4	2574.2	2826.877	574.4555	42.67	0	0
1978	8629.6	1384.1	2628.9	3543.518	782.0743	62.914	0	0
1979	10360.4	1646.3	2971.8	4478.464	963.7354	83.687	0	0
1980	15266.6	6143.5	8637.6	5611.364	1362.636	121.984	1	0
1981	17572.7	7443.3	8329	7995.946	1718.752	16.859	1	0
1982	18271	9629.7	10607.3	8536.064	1758.038	15.544	1	0
1983	15602.7	8541.8	10784.8	6885.283	1221.888	81.801	1	0
1984	15017.8	6283.4	11409	4880.128	1185.932	82.73	1	0
1985	15248	5345.9	11342.7	4372.981	1051.846	46.9	1	0
1986	15606.6	6260.8	11615	2448.785	820.5768	26.499	1	0
1987	15921.7	5945.3	11170.3	3278.324	675.1996	60.481	1	0
1988	15851.7	6260	10101.4	3382.143	1014.453	68.227	1	0
1989	15765.8	5634.2	15037.4	3476.274	2364.256	82.546	0	0
1990	13353.8	3810.1	15691.6	2203.134	1496.896	121.861	1	1
1991	7771.9	1522.6	8665.5	277.064	320.579	35.056	0	1

1	0	15.049	76.755	521.694	7462.2	1023.9	9843	1992
1	0	14.214	156.8631	571.556	3839.7	604	15005.2	1993
1	0	12.664	134.957	313.164	3646.1	276.3	14875.5	1994
1	0	16.942	58.0235	251.633	3646.1	223.6	1465.7	1995
1	0	35.013	30.5977	109.229	4056.8	269	16289	1996
1	0	36.67	60.9143	514.833	6387.2	13236.1	13686.3	1997
1	0	69.383	121.6398	694.593	6542	25145.3	14578.4	1998
1	0	103.728	152.1737	1234.946	6713	27139.3	16460.6	1999
1	0	83.057	224.2102	2596.676	6903.6	39317.3	16481.1	2000
1	0	93.937	344.2252	4238.271	7087.9	41925.8	17659.4	2001
1	0	63.33	591.5214	2726.74	7280.7	46596.9	18245.9	2002
1	1	160.2	564.764	4409.037	7510.4	10606	13073.3	2003
0	0	36.222	304.2281	4023.753	8488.3	13982.8	21818.4	2004
0	0	34.097	233.0503	8417.544	8752.5	14704.6	25119.2	2005
0	0	14340.9	373.5586	16838.91	7354.2	13244.4	28523.9	2006
0	0	218383.9	257.0565	5400.202	6797.6	14482.8	27732.1	2007
0	0	229714.3	245.3195	9703.375	7565.4	13448.1	28344.9	2008
0	0	164326.4	403.206	5516.604	10822	12461.1	30843.1	2009
0	0	235134.7	699.3546	10840.86	12342.4	14614.4	33652	2010

العمود الثاني من حسابات الباحثة بالاعتماد على بيانات وزارة التخطيط , الجهاز المركزي للاحصاء ,العمود الثالث بالاعتماد على بيانات نوال محمود احمود "استخدام منهجية التكامل المشترك لبيان اثر المتغيرات النقدية والحقيقية في التظخم للفترة من 1980–2010" وعلى احمد اياد ابراهيم قياس اثر ايرادات النفط في اقتصاد العراق للفترة 1970–2005 وذلك للفترة من 1970–1980العمود الرابع والخامس من عمل الباحثة بالاعتماد على بيانات وزارة التخطيط الجهاز المركزي للإحصاء السادس من عمل الباحثة من النشرة السنوية لوزارة التخطيط ولسنوات متفرقة. و يمثل العمود السابع متغير صوري لاظهار اثر الحرب. اما العمود الثامن فيمثل متغير صوري لإظهار اثر الحصار.

جدول (2)

نتائج تقدير نموذج(VEC) بدون متغيرات صو

Error Correction:	D(LOG(Y1))	D(LOG(Y2))	D(LOG(Y3))	D(LOG(Y4))	D(LOG(Y5))	D(LOG(Y6))
CointEq1	0.381939 (0.39514) [0.96660]	-1.470121 (0.67849) [-2.16675]	-0.337800 (0.34565) [-0.97728]	1.046227 (0.57618) [1.81581]	-0.035995 (0.40297) [-0.08932]	-2.795587 (1.06081) [-2.63534]
CointEq2	0.108734 (0.10959) [0.99215]	-0.406980 (0.18819) [-2.16265]	-0.082893 (0.09587) [-0.86465]	0.314895 (0.15981) [1.97047]	0.010891 (0.11177) [0.09744]	-0.691189 (0.29422) [-2.34919]
D(LOG(Y1(-1)))	-1.266372 (0.30449) [-4.15894]	1.348094 (0.52285) [2.57836]	0.240530 (0.26636) [0.90302]	-0.513910 (0.44400) [-1.15744]	0.050449 (0.31053) [0.16246]	1.668235 (0.81746) [2.04075]
D(LOG(Y1(-2)))	-0.820913 (0.20474) [-4.00953]	-0.355782 (0.35156) [-1.01201]	-0.034685 (0.17910) [-0.19366]	-0.675504 (0.29855) [-2.26264]	-0.392762 (0.20880) [-1.88106]	0.746298 (0.54966) [1.35775]
D(LOG(Y2(-1)))	0.070007 (0.14572) [0.48043]	0.642742 (0.25021) [2.56882]	0.115089 (0.12747) [0.90289]	0.406794 (0.21248) [1.91453]	0.258220 (0.14860) [1.73765]	1.062373 (0.39120) [2.71570]
D(LOG(Y2(-2)))	-0.070279 (0.11371) [-0.61807]	0.114534 (0.19525) [0.58661]	0.050559 (0.09947) [0.50829]	0.182733 (0.16580) [1.10210]	0.221206 (0.11596) [1.90759]	0.667396 (0.30526) [2.18628]
D(LOG(Y3(-1)))	0.921593 (0.40095) [2.29854]	-0.982088 (0.68847) [-1.42648]	-0.262500 (0.35074) [-0.74843]	0.496266 (0.58465) [0.84883]	0.102443 (0.40889) [0.25054]	-3.286130 (1.07641) [-3.05287]
D(LOG(Y3(-2)))	0.837510 (0.28961) [2.89188]	-0.191332 (0.49729) [-0.38475]	-0.190109 (0.25334) [-0.75041]	-0.272270 (0.42230) [-0.64474]	-0.384110 (0.29535) [-1.30053]	-1.994137 (0.77750) [-2.56481]
D(LOG(Y4(-1)))	0.510855 (0.26386) [1.93609]	-0.381504 (0.45308) [-0.84203]	-0.263658 (0.23082) [-1.14229]	-0.335926 (0.38475) [-0.87310]	-0.109608 (0.26909) [-0.40733]	-2.585060 (0.70837) [-3.64929]
D(LOG(Y4(-2)))	0.381120 (0.19768) [1.92792]	-0.271074 (0.33945) [-0.79858]	-0.061072 (0.17293) [-0.35317]	-0.088630 (0.28826) [-0.30747]	-0.308756 (0.20160) [-1.53151]	-0.846513 (0.53072) [-1.59504]
D(LOG(Y5(-1)))	-0.412848 (0.26093) [-1.58219]	0.474903 (0.44805) [1.05993]	0.339985 (0.22826) [1.48949]	-0.354852 (0.38049) [-0.93263]	0.507304 (0.26611) [1.90640]	1.677152 (0.70052) [2.39416]
D(LOG(Y5(-2)))	-0.922259 (0.25437) [-3.62560]	0.826793 (0.43679) [1.89289]	0.185571 (0.22252) [0.83396]	-0.469027 (0.37092) [-1.26449]	-0.305510 (0.25942) [-1.17768]	1.229987 (0.68291) [1.80110]
D(LOG(Y6(-1)))	0.008964 (0.06388) [0.14032]	-0.040499 (0.10969) [-0.36921]	-0.076786 (0.05588) [-1.37408]	-0.097014 (0.09315) [-1.04148]	-0.098820 (0.06515) [-1.51686]	-0.059590 (0.17150) [-0.34746]
D(LOG(Y6(-2)))	0.093708 (0.06005) [1.56051]	-0.026605 (0.10311) [-0.25803]	0.037954 (0.05253) [0.72253]	0.014016 (0.08756) [0.16007]	0.067551 (0.06124) [1.10307]	-0.579470 (0.16121) [-3.59445]
C	0.015491 (0.07935) [0.19524]	0.110106 (0.13625) [0.80814]	0.112354 (0.06941) [1.61873]	0.128938 (0.11570) [1.11442]	0.040114 (0.08092) [0.49574]	0.669967 (0.21302) [3.14514]
R-squared	0.780953	0.617729	0.314330	0.587417	0.726517	0.635261
Adj. R-squared	0.647620	0.385043	-0.103035	0.336279	0.560049	0.413246
Sum sq. resids	2.911843	8.585441	2.228187	6.191341	3.028416	20.98678
S.E. equation	0.355812	0.610966	0.311252	0.518834	0.362864	0.955232
F-statistic	5.857153	2.654770	0.753130	2.339024	4.364307	2.861345
Log likelihood	-5.112463	-25.65682	-0.028106	-19.44541	-5.858283	-42.63949
Akaike AIC	1.058551	2.139832	0.790953	1.812916	1.097804	3.033657
Schwarz SC	1.704966	2.786248	1.437369	2.459332	1.744220	3.680073
Mean dependent	0.087301	0.098364	0.078586	0.078335	0.010253	0.237628
S.D. dependent	0.599396	0.779103	0.296358	0.636848	0.547069	1.247042

Determinant resid covariance (dof adj.)	1.58E-05
Determinant resid covariance	7.75E-07
Log likelihood	-56.17178
Akaike information criterion	8.324831
Schwarz criterion	12.72046

المصدر :نتائج Eviews7.1 بالاعتماد نتائج الجدول (1) في الملحق