

**ديناميكية الناتج غير النفطي في المملكة العربية السعودية:
تحليل متجه الاحدار الذاتي**

د. حمد بن محمد الحوشان

قسم الاقتصاد - كلية إدارة الأعمال - جامعة الملك سعود

ديناميكية الناتج غير النفطي في المملكة العربية السعودية: تحليل متجه الانحدار الذاتي

د. حمد بن محمد الحوشان

قسم الاقتصاد - كلية إدارة الأعمال - جامعة الملك سعود

ملخص

سعت هذه الورقة لتحليل ديناميكية الناتج المحلي الاجمالي غير النفطي في المملكة العربية السعودية وذلك بتحليل الصدمات الهيكلية لنموذج الطلب الكلي باستخدام متجه الانحدار الذاتي VAR للفترة 1963-2004.

اتضح من نتائج تحليل التباين وتحليل دوال نبضات الاستجابة الأهمية التي يحتلها متغيرا الاستهلاك الخاص والاستثمار الحكومي في تفسير تباين خطأ التنبؤ للناتج غير النفطي كما اتضح تأثير الصدمات لهما على سلوك الناتج غير النفطي بكل من الأجلين القصير والطويل على حد سواء. فهما يسهمان على التوالي، بحوالي 49% و 24% في خطأ التنبؤ للناتج غير النفطي في الأجل القصير، وترتفع نسبة إسهامهما الى 54% و 36% في الأجل الطويل. ويحتل هذان المتغيران الأهمية نفسها بالنسبة للمتغيرات الأخرى المكونة للطلب الكلي، حيث يفسران النسبة الأكبر من التقلب في مكونات الطلب الكلي.

The dynamic of The Saudi Arabia Non-Oil GDP: A Vector Auto-Regression Analysis

Hamed M. Alhoshan
Assistant Professor

Department of Economics, College of Business, King Saud University.

Abstract

Using a Vector Auto-Regression approach (VAR), this paper attempts to analyze the dynamic behavior of the non-oil GDP of Saudi Arabia for the period 1963-2004.

The results of the variance decompositions and the impulse response functions highlight the relative important role played by private consumption and public investment in the fluctuation of the non-oil GDP. Their contributions in the forecast variance of the non-oil GDP range from about 49% and 24% in the short run to about 54% and 36% in the long run, respectively. Furthermore, these two variables also have the same important role in explaining the fluctuation behavior of the other variables that comprise the aggregate demand.

مقدمة

حاولت عدة دراسات أجريت عن الاقتصاد الكلي لدول مختلفة، متقدمة ونامية، استكشاف حقائق وأسباب تقلب الناتج القومي أو المحلي، وذلك بدراسة مدى الارتباط بين تقلب هذا الناتج والتقلب الحاصل في القطاعات المكونة له سواءً القطاعات الكلية من إنفاق استهلاكي، وإنفاق حكومي، واستثمار وقطاع خارجي، أو بالتقسيم الآخر إلى قطاعات أصغر كصناعي، وخدمات وخلافه. واختلفت الأساليب الإحصائية المستخدمة تبعاً لاختلاف هذه الدراسات. فمن الأساليب المعروفة كدراسة التباين والانحراف المعياري والتغاير بين البيانات الكلية إلى طرق أكثر تقدماً كمتجه الانحدار الذاتي (VAR) وانتقال النظام (Regime Switching).

ولمعرفة المكون أو المكونات التي تسهم بشكل أكبر من غيرها في التقلب الحاصل في الناتج أهمية من ناحية الدورات الاقتصادية ومن ثم التنبؤ بمستوى الناتج تبعاً لسلوك هذه المكونات أو القطاعات. ويكتسي هذا بالطبع أهمية عند تصميم السياسات المالية و النقدية الهادفة الى استقرار الاقتصاد الكلي

وقد عانت معدلات نمو الناتج المحلي الإجمالي غير النفطي السعودي من تقلبات عنيفة حيث بلغ المتوسط السنوي لمعدل نمو الناتج غير النفطي بالأسعار القاطعة 9.5% خلال الفترة 1974-1969 ثم هبط إلى 6.5% للفترة 1979-1984. وخلال السنوات 1985-1999 تذبذب معدل النمو بشكل كبير حتى أصبح سالباً في بعض السنوات. من ناحية أخرى، تراوح معدل النمو السنوي للسنوات 2000-2004 بين 3.4% و 4.6% تقريباً.¹

ويكمن السبب الرئيس في تذبذب الناتج المحلي الإجمالي ومن ثم الناتج المحلي غير النفطي في تقلب العائدات النفطية بالمقام الأول. على أن هذه العائدات لا تضخ للاقتصاد المحلي إلا من خلال الإنفاق الحكومي، وعلى ذلك يمكن التحكم في مدى تأثيرها متى ما أرادت الحكومة ذلك. هذا من ناحية، ومن ناحية أخرى فقد عانت الحكومة من عجوزات في فترات متفاوتة عندما هبطت الإيرادات البترولية ومن ثم اضطرت للاستدانة لتمويل إنفاقها. وفي بعض السنوات زاد معدل نمو الناتج غير النفطي و الناتج المحلي للقطاع الخاص عن معدل النمو للناتج النفطي.² لذلك فمن الخطأ الاعتقاد إن الناتج النفطي هو المحدد الوحيد للناتج غير النفطي ومن ثم للمتغيرات الاقتصادية الكلية، أي إن السببية هي باتجاه واحد فقط. وعلى ذلك يتم إهمال التطورات التي تحدث في القطاعات الاقتصادية المختلفة.

¹ منجزات خطط التنمية 1970-2000 وحسابات الباحث.

² انظر التقرير السنوي لمؤسسة النقد العربي السعودي، اعداد مختلفة.

سنحاول في هذه الورقة استخدام نموذج متجه الانحدار الذاتي (VAR) لتحليل مدى تأثير الناتج المحلي غير النفطي بالصدمات التي تحدث لمكونات هذا الناتج على جانب الإنفاق (الطلب) الكلي، من جهة ومن جهة أخرى مدى تأثير هذه المكونات بالصدمات الحادثة لها وللناتج في مجمله. وسنقتصر على جانب الطلب مع إدراكنا لأهمية جانب العرض وأهمية أخذ بعض المتغيرات الاقتصادية الأخرى في التحليل. ومن المعتقد إن النظر إلى الناتج على مستوى قطاعات أصغر وأكثر تفصيلاً يعطي بعداً اشمول وربما أكثر تحديداً لمنشأ الصدمات الهيكلية للناتج وتأثيرها على المستوى القطاعي. تقسم هذه الورقة الى خمسة اقسام: يلخص القسم الأول الدراسات السابقة. ويستعرض القسم الثاني النموذج المستخدم، ويتحدث القسم الثالث عن البيانات والتحليل الإحصائي. استعراض النتائج يعرضها القسم الرابع، ويلخص القسم الأخير نتائج الدراسة.

الدراسات السابقة:

ظهرت عدة دراسات عن هذا الموضوع على دول عدة، باستخدام أساليب إحصائية مختلفة. ومنها الدراسة التي أجراها [1] Blanchard لمحاولة معرفة سبب الركود الذي عانى منه الاقتصاد الأمريكي بين عامي 1990-1991. حيث توصل إلى أن صدمات الاستهلاك التي أدت إلى انخفاض الاستهلاك عن مستواه الطبيعي هي السبب وراء هذا الركود.

[2] McConnell, Mosser , and Quiros في دراستهم عن الاستقرار المتزايد في نمو الناتج المحلي الإجمالي الأمريكي خلال الفترة (1958-1998) خلصوا إلى أن انخفاض التذبذب في نمو الناتج المحلي الإجمالي كان نتيجة لانخفاض التذبذبات في أكبر مكونات الناتج المحلي الإجمالي، الاستثمار المخزوني والإنفاق الاستهلاكي. في بحث آخر، [3] McConnell , and Quiro ، وباستخدام نموذج أكثر تعقيداً توصلوا إلى إن السبب وراء الانخفاض في معدل تذبذب الناتج الأمريكي بعد 1984 هو انخفاض التذبذب في قطاع السلع المعمرة والاستثمار المخزوني.

[4] Irvine and Schuch في دراستهم أسباب انخفاض تذبذب الناتج المحلي الأمريكي خلال الفترة (1967-2002)، إستخدما أسلوب تحليل التباين و التغاير للناتج المحلي الإجمالي على مستوى قطاعات الصناعة وقطاعات التجارة للاقتصاد الأمريكي، وقد توصلوا إلى أن تطور إدارة المخزون من جهه، وهيكلة التباين والترابط بين القطاعات من جهة أخرى مسؤولان عن الانخفاض الذي حصل في تذبذب الناتج المحلي الإجمالي خلال تلك الفترة.

أيضاً، قام كل من [5] Irvine and Schuch في ورقة أخرى مشابهة وباستخدام نموذجين مختلفين بدراسة أسباب انخفاض التذبذب الذي حصل في الناتج المحلي الإجمالي الأمريكي خلال الفترة (1967-2001)، حيث كان النموذج الأول هو نموذج العامل المعياري بينما كان النموذج الثاني نموذج متجه الانحدار الذاتي. وقد طبقا النموذجين على نفس القطاعات الصناعية والقطاعات التجارية السابقة، وتوصلوا إلى أن التغيرات الهيكلية على جانب العرض خفضت من الحركة المشتركة للمبيعات

مع الإستثمار المخزوني سواءً بين الصناعات أو داخل كل صناعة، وهذا بدوره ثبط من إستجابة الناتج الكلي للصددمات بأنواعها، ومن ثم انخفض تذبذب الناتج الكلي بشكل عام؛ حيث دلت النتائج التي حصلنا عليها على أن نسبة إسهام التغيرات الهيكلية في الانخفاض الذي حصل في تذبذب الناتج المحلي الإجمالي كانت حوالي 80%.

من ناحية أخرى، إستخدم [6] Ahmed, Levin, and Wilson نموذج متجه الانحدار الذاتي ونموذج المجال الترددي (Frequency-Domain) لاختبار عدة فرضيات حول اسباب انخفاض تذبذب الناتج المحلي الإجمالي ومكوناته على جانبي الطلب والناتج خلال الفترة (1960-2002). وقد توصلنا الى أن السبب الرئيس في انخفاض التذبذب كان الانخفاض الذي حصل في تباين الصدمات للاقتصاد الأمريكي (فرضية الحظ الجيد). الأسباب الأخرى كالتغيرات الهيكلية والسياسات الإقتصادية، أيضاً أسهمت، وإن كان اقل من السبب السابق، في انخفاض تذبذب الناتج المحلي الإجمالي.

وباستخدام نموذج متجه الانحدار الذاتي (VAR) لتحليل الاقتصاد الياباني في فترة التسعينيات توصل كل من [7] Ramaswamy, and Rendu، إلى أن الصدمات الكبيرة السالبة للاستثمار الخاص بشكل رئيس وكذلك صدمات الاستهلاك الحكومي كانت العوامل الرئيسة وراء انخفاض النمو في اليابان خلال التسعينيات. بينما كانت صدمات الاستهلاك الخاص صغيرة نسبياً.

من ناحية أخرى، توصل [8] Labhard في دراسة موسعة علي دول مجموعة الدول السبع لفترات الدورات الاقتصادية خلال الفترة 1986-2001 إلى أن الصدمات في مجملها سالبة وتركزت في مكونات الطلب الكلي المتمثلة في صافي التجارة والاستثمار والاستهلاك الخاص، وأنها أثرت على معظم الدول مع بعض الاختلافات. أيضاً عند إضافة السياسة النقدية واسعار النفط للنموذج وجد أن أنهما يفسران خلال الفترة 2000-2003 نصف الصدمات السالبة لهذه الدول كمجموعة.

توصل [9] Dalsgaard, Elmeskov, and Park في دراسة شاملة أخرى على دول مجموعة منظمة التنمية و التعاون الاقتصادية OECD إلى أن السبب المهم وراء انخفاض تقلب الدخل في أغلب دول المجموعة هو الانخفاض في تقلب الطلب المحلي. وبعبارة أكثر تفصيلاً، فإن أغلب الانخفاض في التذبذب جاء من استهلاك واستثمار القطاع الخاص، بينما كانت اسهامات الاستهلاك والاستثمار الحكوميين صغيرة نسبياً.

النموذج المستخدم:

تستخدم هذه الورقة نموذج متجه الانحدار الذاتي (VAR) Vector Auto regression لتحليل ديناميكية الناتج غير النفطي في المملكة العربية السعودية. ويتكون نموذج متجه الانحدار الذاتي غير المقيد من نظام من المعادلات تعامل بشكل متماثل، بحيث يمثل كل متغير في النظام على شكل دالة في المتغير نفسه وفي المتغيرات الأخرى في النظام بفترات إبطاء. لا يوجد متغيرات خارجية في هذا

النوع من النماذج، التي توصف بأنها صيغة مختزلة لنموذج هيكلي يوضح العلاقات والتفاعلات بين المتغيرات عبر الزمن.

يمكن تمثيل هذا النموذج على الشكل التالي:

$$\begin{aligned} A(L) Y_t &= \varepsilon_t & ; \\ A(0) &= I & ; \\ \varepsilon_t &\sim (0, \Sigma_\varepsilon) \end{aligned} \quad (1)$$

حيث:

$A(L)$ مصفوفة متعددة الحدود من معامل الإبطاء L . (Matrix of Lag Polynomials in the Lag Operator)

$$\begin{aligned} Y_t &= \text{متجه } (n \times 1) \text{ من المتغيرات في النظام} \\ \varepsilon_t &= \text{متجه } (n \times 1) \text{ من المتغيرات العشوائية} \\ \Sigma_\varepsilon &= \text{var}(\varepsilon_t) \text{ وهي مصفوفة غير قطرية} \\ I &= \text{مصفوفة الوحدة.} \end{aligned}$$

ويفترض أن تكون جذور $A(L)$ خارج دائرة الوحدة، ويعني ذلك أن كل المتغيرات في النظام ساكنة أو مستقرة (Stationary).

بقلب النظام في (1) نحصل على تمثيل متجه المتوسطات المتحركة لمتغيرات النظام Moving Average Representation (VAM):

$$\begin{aligned} Y_t &= C(L) \varepsilon_t & (2) \\ C(L) &= A(L)^{-1} & ; \\ C(0) &= I \end{aligned}$$

$C(L)$ تعطي تأثير المتغيرات العشوائية على المتغيرات في Y_t . ولكن هذه المتغيرات العشوائية مترابطة بشكل متزامن، أي أن التغاير المتزامن فيما بينها لا يساوي الصفر Contemporaneously Correlated لذلك لا يمكن أن نعزو أي صدمة للنظام لأي متغير من المتغيرات في النظام على حدة. والسبب أن هذه المتغيرات العشوائية بينها عناصر مشتركة تؤثر على أكثر من متغير في نفس الوقت.

ولكي نعزو أي صدمة للنظام لمتغير محدد من المتغيرات في النظام، يتعين يستحسن التخلص من الارتباط المتزامن بين هذه المتغيرات العشوائية، أي يجب أن تصبح المتغيرات متعامدة بشكل تبادلي Mutually Orthogonal. وإحدى الطرق لتحقيق ذلك هو افتراض بناء النظام في (1) بشكل هيكل تراجمي (Recursive Structure). انظر [10] Sims .

ويفترض النظام ذو الهيكل التراجعي ترتيباً معيناً للمعادلات بحيث لا يتأثر المتغير الأول بشكل متزامن (Contemporaneously) بأي صدمة للمتغيرات الأخرى، بينما يتأثر المتغير الثاني فقط بصدمة المتغير الأول، والمتغير الثالث بصدمة المتغيرين الأول والثاني السابقين عليه. ويتأثر المتغير الأخير بالترتيب بصدمة جميع المتغيرات بشكل متزامن. وهذا ما يعرف بتجزئة كلوسكي (Choleski decomposition). ويمكن تلخيص هذه الطريقة كالآتي:

نوجد مصفوفة مثلثة سفلى $D(0)$ ، عناصرها على القطر الرئيس = 1 بحيث أن:

$$\begin{aligned}\varepsilon_t &= D(0)\eta_t \\ \eta_t &= D(0)^{-1}\varepsilon_t \quad \text{أو} \\ \Sigma_{\eta_t} &= D(0)^{-1}\Sigma_{\varepsilon}D(0)^{-1} = I \quad \text{و}\end{aligned}$$

حيث: $D(0) \neq I$

الآن من المعادلة (2) نحصل على:

$$\begin{aligned}Y_t &= C(L)D(0)\eta_t \\ &= C(L)D(0)D(0)^{-1}\varepsilon_t \\ &= D(L)\eta_t\end{aligned}$$

وكمثال على هذا النوع من التجزئة، لنفرض نظام من أربعة متغيرات، بحيث يصبح النظام بعد فرض القيود بناءً على تجزئة كلوسكي كالتالي:

$$\begin{aligned}\varepsilon_{1t} &= \eta_{1t} \\ \varepsilon_{2t} &= d_1\varepsilon_{1t} + \eta_{2t} \\ \varepsilon_{3t} &= d_2\varepsilon_{1t} + d_3\varepsilon_{2t} + \eta_{3t} \\ \varepsilon_{4t} &= d_4\varepsilon_{1t} + d_5\varepsilon_{2t} + d_6\varepsilon_{3t} + \eta_{4t}\end{aligned}$$

وبذلك تكون المتغيرات العشوائية η_t غير مترابطة تزامنياً contemporaneously uncorrected – وتمثل الصدمات الهيكلية للنظام.

ويمكن الحصول من تقدير VAR بالصيغة المختزلة على مصفوفة التباين للمتغيرات العشوائية Σ_{η} ،

والتي تحتوي على $\left(\frac{n^2+n}{2}\right)$ عناصراً مستقلاً معروفاً لأن Σ_{η} مصفوفة متماثلة.

ومن ناحية أخرى فإن $D(0)$ مصفوفة مثلثة سفلى عناصر قطرها الرئيس تساوي الواحد، لذلك

فهي تحتوي على $\left(\frac{n^2+n}{2}\right)$ عناصراً مجهولاً نحتاج لتقديرها لنتمكن من تحديد الصدمات الهيكلية

للنظام بشكل محدد. وهذا بالضبط هو الشرط الضروري لتحديد النظام³ (Identification). بافتراض

³ أنظر Enders[11] لتحليل أكثر تفصيلاً.

الطبيعة التراجعية للنظام، فإن تجزئة كلوسكي تفرض قيوداً بحيث أن النظام يكون محددًا تماماً (Exactly Identified).

البيانات والتحليل الإحصائي :

لدراسة ديناميكية الناتج المحلي غير النفطي، تستخدم هذه الدراسة نموذج مكون من الناتج المحلي الاجمالي غير النفطي (Y) مع مكونات الطلب الكلي: الإنفاق الاستهلاكي الخاص (PC)، الإنفاق الاستثماري الخاص (PI)، والإنفاق الحكومي الاستهلاكي (GC)، والإنفاق الحكومي الاستثماري (GI)، وصافي الواردات (NM)، للفترة 1963-2004. تم استخراج صافي الواردات كبواقي من الفرق بين مجموع مكونات الإنفاق والناتج المحلي الاجمالي غير النفطي. وتم الحصول على كل البيانات من أعداد التقرير السنوي لمؤسسة النقد العربي السعودي واستخدم مكمش الناتج المحلي الاجمالي غير النفطي لتحويل البيانات للقيم الثابتة، وقبل عام 1968 تم استخدام مكمش الناتج الإجمالي، لعدم توفر المكمش الأول لهذه الفترة. وفي التحليل القياسي للبيانات وتقدير النموذج، استخدمت المتغيرات باللوغاريتم الطبيعي.

تحليل البيانات:

قبل تقدير متجه الانحدار الذاتي VAR، فإن هناك مشكلتان يجب التعامل معهما. المشكلة الأولى، هي ما إذا كانت المتغيرات في النموذج ساكنة أو مستقرة (Stationary)، حيث يكون المتغير ساكناً أو مستقراً إذا كانت درجة التكامل له (Integrated order) = صفر ويرمز له بـ $I \sim (0)$. وإذا كان المتغير غير ساكن $I \sim (d); \forall d > 0$ ، فيلزم اخذ الفروق له ليصبح ساكناً. والمشكلة الأخرى، هي ما إذا كان للمتغيرات تكامل مشترك (Cointegrated)، فإذا كان للمتغيرات تكامل مشترك فهذا يعني أن هناك علاقة توازنية مستقرة طويلة الأجل (a stable long-run equilibrium relationship). و تتبع أهمية بحث المشكلتين من حقيقة الافتراض أن المتغيرات في نموذج متجه الانحدار الذاتي VAR هي متغيرات ساكنة أو مستقرة. ولكن هذا يخلق أيضاً مشكلة أخرى حول خصائص تقديرات متجه الانحدار الذاتي VAR نفسها، والسبب أنه إذا كان للمتغيرات تكامل مشترك ولكن تم تقدير VAR باستخدام الفروق الأولى للمتغيرات وبدون أخذ خاصية التكامل المشترك في الحسبان، فإن النظام في هذه الحالة يكون به خطأ توصيف، حيث يمثل التكامل المشترك في هذه الحالة الخطأ في التوازن الذي تم إهماله. يمكن الحل في إضافة البواقي من انحدار التكامل المشترك لنظام معادلات متجه الانحدار الذاتي VAR على شكل متغير مستقل بجانب المتغيرات الأخرى.

1- اختبار جذر الوحدة:

من أجل تحديد ما إذا كانت متغيرات الدراسة مستقرة أم لا، تم إجراء اختبار دكي وفولر الموسع Augmented Dicky- Fuller Test (ADF) لاختبار فرضية ما إذا كانت المتغيرات

تحتوي على جذر الوحدة (Unit root)، وفي حالة احتواء هذه المتغيرات على جذر الوحدة يتحتم أخذ الفروق لها لجعلها ساكنة. تم إجراء الاختبار مرتين، الأولى بتقدير انحدار دكي وفولر الذي يحتوي على قاطع واتجاه عام (Time Trend) وهذا هو النموذج الأشمل، الثانية إجراء الانحدار بوجود قاطع فقط. السبب أن توزيع اختبار دكي وفولر يتأثر بمدى وجود القاطع أو (و) الاتجاه العام بالانحدار من عدمه. لذلك تقدم تم إتباع الطريقة المقترحة من قبل [11، ص 256-258] Enders لإجراء الاختبار. وتتلخص هذه الطريقة بإجراء الاختبار أولاً باستخدام النموذج الأول الذي يحتوي على قاطع واتجاه عام، فإذا لم يتمكن من رفض فرضية العدم، فيجب النظر فيما إذا كان وجود الاتجاه العام قد أثر على الاختبار، وذلك باختبار ما إذا كانت معلمة الاتجاه العام مساوية للصفر. فإذا كانت مساوية للصفر ننقل إلى إجراء الاختبار بوجود قاطع فقط.

يعرض الجدول رقم (1) نتائج اختبار دكي وفولر لمتغيرات النموذج. تم استخدام فترات إبطاء مختلفة لكل المتغيرات عند إجراء انحدار دكي وفولر، وذلك بناءً على معيار أكايكي Akaike Information Criterion (AIC).

جدول رقم (1): اختبار ADF لجذر الوحدة

المتغير	فترة الإبطاء	مستوى المتغير a	مستوى المتغير b	الفرق الأول a
Y	1			-3.50
	2	-1.26 (0.88)	-2.04 (0.27)	(0.05)***
P1	0			-4.60
	1	-2.23 (0.46)	-1.54 (0.51)	(0.003)*
PC	0			-5.71
		-0.30 (0.99)	-2.95 (0.05)**	(0.0002)*
GC	0			-4.55
	1	-1.48 (0.82)	-2.13 (0.24)	(0.004)*
G1	0			-4.14
	2	-2.27 (0.43)	-2.42 (0.14)	(0.01)**
NM	0			-6.47
		-1.05 (0.93)	-2.08 (0.25)	(0.00)*

a الانحدار يحتوي على قاطع واتجاه عام.

b يحتوي على قاطع فقط.

الأرقام داخل الأقواس هي P-value. و *، **، و *** تعني معنوية عند 1%، 5% و 10% على التوالي.

نلاحظ من الجدول رقم (1) عدم امكانية رفض فرضية احتواء هذه المتغيرات على جذر الوحدة في حالة مستويات المتغيرات (levels) و ذلك بوجود قاطع واتجاه عام في انحدار دكي-فولر، ولكن في حالة إن الانحدار يحتوي على قاطع فقط يتم رفض فرضية جذر الوحدة لمتغير الاستهلاك الخاص عند مستوى 5%. أما في حالة أخذ الفروق الأولى للمتغيرات فإن الاستهلاك و الاستثمار الخاصين والاستهلاك الحكومي وصافي الواردات تغدوا ساكنة عند مستوى 1%، أما الاستثمار الحكومي والنتاج المحلي غير النفطي فتصبح ساكنة عند مستوى 5% و 10% على التوالي. وبالنسبة للمتغيرات الاقتصادية الكلية فإنه من غير المتوقع سكونها بالمستوى ولذلك تبدو نتيجة سكون الاستهلاك الخاص بالمستوى غير متوقعة حيث بالنظر إلى القيم في الجدول رقم (2) لدالة الترابط الذاتي AC و الترابط الجزئي PAC لهذا المتغير نلاحظ أن AC تبدأ من حوالي 0.94 و تتخفف تدريجياً، بينما تبدأ PAC من قريباً من 0.94 أيضاً ولكنها تصبح سالبة و قريبة من الصفر بعد فترة إبطاء واحدة، ويوحى هذا السلوك ل AC و PAC بعدم سكون المتغير.

جدول رقم (2): دالة الترابط الذاتي ودالة الترابط الجزئي للاستهلاك الخاص

لفترة الإبطاء	AC	PAC	Q-Stat
1	0.936	0.936	39.459
2	0.866	-0.078	74.090
3	0.787	-0.104	103.47
4	0.701	-0.107	127.34
5	0.620	0.004	146.52
6	0.536	-0.071	161.24
7	0.451	-0.060	171.99
8	0.361	-0.106	179.08
9	0.271	-0.058	183.21
10	0.187	-0.021	185.23

لذلك فقد تم أيضاً إجراء اختبار فيليبس وبيرون Non- Parametric Phillips and Peron Test (PP) لجذر الوحدة. يتطلب هذا الاختبار افتراضات أقل تشدداً حول توزيع الخطأ العشوائي من اختبار ADF، ومن المعروف أن هذا الاختبار له قوة أكبر من اختبار ADF لرفض فرضية خاطئة بوجود جذر الوحدة. بالنسبة لظهور القاطع والاتجاه العام في نموذج الانحدار، تم استخدام الطريقة السابقة عند إجراء الاختبار. يعرض الجدول رقم (3) النتائج لمتغيرات النموذج. يلاحظ من النتائج في الجدول ما يلي: لا يمكن رفض فرضية جذر الوحدة لمستوى المتغير بالنسبة

لجميع المتغيرات، ومن ناحية أخرى، فباستثناء الناتج المحلي غير النفطي، جميع المتغيرات ساكنة بالفروق الأولى بوجود قاطع واتجاه عام بالانحدار وبمستوى معنوية 1%. الناتج المحلي غير النفطي هو الآخر ساكن ولكن عند مستوى 10% وبوجود قاطع فقط بالانحدار. تؤكد هذه النتائج نتائج الاختبار السابق من أن المتغيرات ساكنة بالفروق الأولى. وتختلف النتيجة بالنسبة للاستهلاك الخاص حيث كان ساكناً بالمستوى بالاختبار السابق، وسيتم الأخذ بنتيجة اختبار PP لما سبق مناقشته عن هذا المتغير.

جدول رقم (3): اختبار PP لجذر الوحدة

	مستوى المتغير a	مستوى المتغير b	الفرق الأول a	الفرق الأول b
Y	-1.21 (0.90)	-2.48 (0.13)		-2.78 (0.07)***
PI	-1.53 (0.83)	-1.48 (0.54)	-4.44 (0.005)*	
PC	-0.54 (0.98)	-2.42 (0.14)	-5.47 (0.0001)*	
GC	-1.31 (-0.87)	-2.37 (0.16)	-4.55 (0.004)*	
GI	-1.67 (0.74)	-2.03 (0.28)	-4.26 (0.009)*	
NM	-1.05 (0.92)	-2.04 (0.27)	-6.47 (0.00)*	

a الانحدار يحتوي على قاطع واتجاه عام.

b الانحدار يحتوي على قاطع فقط.

الأرقام داخل الأقواس هي P-value.

***، **، * تعني معنوية عند 1% ، 5% و 10% على التوالي.

2- اختبار التكامل المشترك:

يتعلق مفهوم التكامل المشترك بالعلاقة التوازنية بالأجل الطويل بين سلسلتين أو أكثر من السلاسل الزمنية. فإذا كان لسلسلتين أو أكثر تكاملاً مشتركاً، فنسكون المتوافقة الخطية لهما ساكنة. بتعبير آخر، سوف يقنسمان اتجاه عشوائي مشترك Share a Common Stochastic Trend. ومن الناحية الرياضية، إذا كانت $X \sim I(1)$ و Y و لهما تكامل مشترك، فإن $u = Y - \delta_0 - \delta_1 X \sim I(0)$ أي أن خطأ عدم التوازن سيكون ساكناً. وتمثل δ_0 و δ_1 معاملات

التكامل المشترك.⁴ ويمكن التعبير لأكثر من متغيرين، عن التكامل المشترك بنموذج متجه تصحيح الخطأ (VEC) كالتالي:

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

حيث Y متجه $n \times 1$ من المتغيرات.

ويركز اختبار التكامل المشترك على اختبار رتبة (Rank) المصفوفة $\Pi = \alpha\beta'$. هناك ثلاث حالات:

أ- رتبة المصفوفة $r(\Pi) = 0$. المتغيرات في المتجه Y كلها $I(1)$ ولكن لا يوجد تكامل مشترك بينها. ويتم تقدير نموذج متجه الانحدار الذاتي VAR العادي بالفروق الأولى.

ب- رتبة المصفوفة $r(\Pi) = n$. كل المتغيرات في المتجه Y $I(0)$. يقدر متجه الانحدار الذاتي VAR بالمستوى.

ت- $n > r(\Pi) \geq 1$. المتغيرات في المتجه Y كلها $I(1)$ ويوجد بينها r متجه للتكامل المشترك. وفي هذه الحالة تشكل صفوف المصفوفة β' متجهات التكامل المشترك، وتقيس عناصر المصفوفة α سرعة تكيف المتغيرات الداخلية في النموذج للانحراف عن العلاقة التوازنية في الأجل طويل.⁵

وسيتم اختبار التكامل المشترك بطريقة جوهانسن [13,14]. في هذه الطريقة يتم اختبار القيود المفروضة من التكامل المشترك على نظام متجه الانحدار الذاتي غير المقيد UVAR. وبما أن هذه الدراسة تحتوي على ستة متغيرات داخلية، لذلك إذا كانت هذه المتغيرات متكاملة تكاملاً مشتركاً، فعلى الأكثر يوجد خمس متجهات للتكامل المشترك فيما بينها. وكما في اختبار جذر الوحدة السابق، يجب تحديد فترات الإبطاء للمتغيرات وتحديد ما إذا كان الاختبار يحتوي على قاطع واتجاه عام في نظام متجه الانحدار الذاتي VAR، ويكمن السبب في حساسية نتيجة الاختبار لكلا الأمرين.⁶ في هذه الدراسة تم اختيار فترات الإبطاء اعتماداً على معيار أكايكي AIC كالتالي: نقدر متجه الانحدار الذاتي غير المقيد بمستوى المتغيرات باستخدام فترات إبطاء مختلفة، ومن ثم اختيار النموذج

⁴ ليس شرطاً أن تكون المتغيرات في المتجه Y فقط $I(1)$ ليكون بينها تكامل مشترك، فقد تكون متكاملة من رتبة أعلى من $I(1)$. وبشكل عام، المتغيرات بالمتجه Y تكون متكاملة تكاملاً مشتركاً من الدرجة d , b ويرمز لذلك بـ $Y \sim CI(d, b)$ ، إذا كانت كل المتغيرات $Y \sim I(d)$ ، بحيث يوجد $b > 0$, $z = \beta' Y \sim CI(d - b)$.

⁵ أنظر [12] Hamilton و [11] Enders.

⁶ أنظر المرجع السابق.

الذي له اقل قيمة لمعيار AIC. وبما أن البيانات في هذه الدراسة سنوية، فقد تمت المقارنة بين فترتين و ثلاث فترات إبطاء. وبناء على المعيار السابق، تم اختيار فترتين للإبطاء حيث كانت قيمة AIC للنموذج 9.91- مقارنة ب 8.05- لنموذج بثلاث فترات. معيار سكوارز (SC) Schwarz Criterion أيضاً دل على فترتين للإبطاء، حيث كانت قيمته 6.59- و 3.19- على التوالي. بالنسبة للقاطع والاتجاه العام فاختبار التكامل المشترك يفترض وجودهما بعلاقة التكامل المشترك وبمستوى البيانات، وذلك أولاً بسبب احتواء بيانات المتغيرات الكلية، كما هو الحال في بيانات هذه الدراسة على اتجاه عام واضح، وثانياً للتوافق مع اختبار جذر الوحدة حيث افترض وجود قاطع واتجاه عام.

ويعرض جدول رقم (4) نتائج اختباري الأثر trace والقيمة العظمى maximum لجوهانسن. ومن الجدول نلاحظ رفض فرضية عدم وجود تكامل مشترك عند جميع مستويات المعنوية باستخدام اختبار trace. أيضاً فقد تم رفض الفرضية بوجود متجه تكامل مشترك واحد على الأكثر، وكذلك الحال بالنسبة لمتجهين. من ناحية أخرى، تم قبول الفرضية بوجود ثلاث متجهات على الأكثر عند مستوى معنوية 5%. يوضح اختبار القيمة العظمى maximum النتائج بشكل آخر، حيث يتم اختبار فرضية عدم مقابل قيمة محددة للفرضية البديلة، مثلاً، وجود متجه تكامل مشترك واحد ضد وجود متجهين للتكامل المشترك وهكذا. من الجدول (4) أيضاً، نلاحظ أن اختبار القيمة العظمى maximum حول عدد متجهات التكامل المشترك يدعم نتيجة اختبار الأثر trace بوجود ثلاث متجهات للتكامل المشترك بين المتغيرات محل الدراسة عند مستوى معنوية 5%. حيث تم رفض الفرضيات $r=0$ و $r=1$ و $r=2$ ، ولكن فرضية أن $r=3$ لم يمكن رفضها.

ومن ناحية أخرى، عند مستوى معنوية 1% الاختباران يعطيان نتيجتين مختلفتين. فاختبار trace دل على وجود متجهين للتكامل المشترك، بينما اختبار القيمة العظمى maximum دل على وجود متجه واحد فقط. اعتماداً على نتيجة اختبار الأثر trace، سنفترض هذه الدراسة وجود ثلاثة متجهات للتكامل المشترك.⁷ حيث تعرض المصفوفة β هذه المتجهات.

⁷ لغرض التجربة، تم تقدير علاقة التكامل المشترك باستخدام توصيفات مختلفة من ضمنها استخدام متغيرات صورية، وكانت النتائج متشابهة.

جدول (4): اختبار جوهانسن للتكامل المشترك

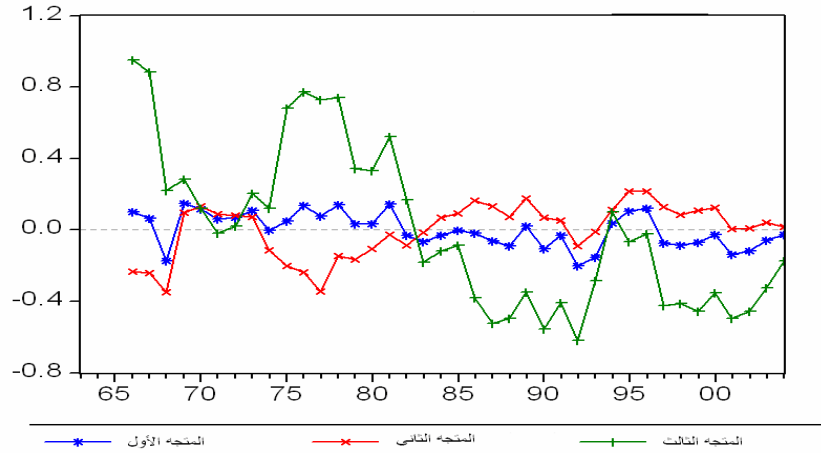
فرضية العدم	الفرضية البديلة	معدل الإمكان Likelihood ratio	القيم الحرجة عند مستوى معنوية 5%	القيم الحرجة عند مستوى 1%
1- اختبار trace				
r =0	r>0	156.04	114.90	124.75
r ≤ 1	r>1	105.31	87.31	96.58
r ≤ 2	r> 2	67.16	62.99	70.05
r ≤ 3	r>3	34.95	42.44	48.45
2- اختبار maximum				
r=0	r=1	50.73	43.97	49.51
r=1	r=2	38.15	37.52	42.36
r=2	r=3	32.21	31.46	36.65
r=3	r=4	20.73	25.54	30.34

r ترمز إلى عدد متجهات التكامل المشترك.

$$\beta = \begin{bmatrix} Y & 0 & 0 & -0.57GC & 0.02GI & -0.19NM & -0.01t & -2.34 \\ 0 & PC & 0 & -0.73GC & 0.12GI & -0.25NM & 0.002t & -1.35 \\ 0 & 0 & PI & 0.83GC & -0.0003GI & -1.08NM & -0.07t & -2.67 \end{bmatrix}$$

ويوضح الشكل رقم (1) أيضاً متجهات التكامل المشترك بيانياً، حيث يظهر بشكل عام أن متجهات التكامل المشترك مستقرة وتتأرجح حول الصفر، بالرغم من ابتعاد متجه التكامل المشترك الذي يصف علاقة الاستثمار الخاص (المتجه الثالث) عن قيمته بالأجل الطويل في بعض الفترات بشكل واضح.

الشكل رقم (1): متجهات التكامل المشترك



لذلك وبناءً على اختبار جوهانس بوجود ثلاثة متجهات للتكامل المشترك، سيتم تقدير نموذج متجه تصحيح الخطأ (VECM) Vector Error Correction Model. وهذا النموذج ما هو إلا نموذج متجه الانحدار الذاتي المعتاد، مقيداً بإضافة مقدار الخطأ في التوازن إلى معادلات النموذج وهو ما يسمى بحد تصحيح الخطأ (error correction term) وذلك لتجنب خطأ توصيف النموذج. وفي هذا النموذج، تمثل فروق المتغيرات بفترات الإبطاء الحركة في الأجل القصير، بينما علاقة التكامل المشترك تمثل القيمة في الأجل الطويل. رياضياً، يمكن تمثيل النموذج المقدر بالشكل التالي:

$$\Delta Y_t = \Pi_0 D_t + \sum_{i=1}^{p-1} \Pi_i \Delta Y_{t-i} + \Pi Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

حيث:

معامل الفروق	Δ
متجه متغيرات النظام	Y_t
مصفوفة المعلمات	Π_i

$\alpha\beta' = \Pi$ مصفوفة (6×6) مكونة من مصفوفة معاملات التكامل المشترك ومعلمات التكيف. Π هو حد تصحيح الخطأ وهو يحتوي علي قاطع واتجاه عام .
 D_t متجه من متغيرات غير عشوائية (deterministic) يحتوي الثوابت وأي متغيرات صورية.

تقدير النموذج:

بسبب وجود الفروق للمتغيرات وفترات الإبطاء، فإن الفترة الفعلية الداخلة في التقدير تبدأ من عام 1966. وتم تقدير النموذج باستخدام طريقة المربعات الصغرى (OLS) والتي تعطي نتائج كفاءة وغير متحيزة وباستخدام فترتي إبطاء بناءً على معيار أكايكي. ويضم النموذج المقدر متغيرين صوريين يمثلان التغير الهيكلي لعام 1974 بعد الزيادة في أسعار البترول وإحداث حرب تحرير الكويت 1990-1991 وانعكاساتها على الاقتصاد المحلي. وكان المتغير الأول معنوياً لجميع معادلات النموذج، أما الثاني فكان معنوياً في ثلاثة منها.

أعطى النموذج المقدر نتائج جيدة،⁸ فجودة التقدير مقاسة بمعامل التحديد المصحح R^2 جيدة جداً حيث تراوحت قيمتها بين 0.71 و 0.90 لأربع من المعادلات و 0.43 و 0.49 للمعادلتين الأخريين. كذلك الخطأ المعياري لمعادلات النموذج فصغير نسبياً لأكثر المعادلات حيث كان بين 0.04 و 0.08 لأربع منها و 0.12 و 0.21 للأخريين. أما بالنسبة لمعاملات النموذج، فإنه كما هو معروف في مثل هذا النوع من النماذج حيث يكون عدد المعلمات المقدر كبيراً ويستهلك عدداً كبيراً من درجات الحرية وحيث يكون الغرض الأصلي من هذه النماذج التنبؤ وتحليل الصدمات، فإن عدداً قليلاً من المعلمات يكون معنوياً. في النموذج تحت الدراسة، كانت حوالي ثلث المعلمات معنوية (باستثناء المتغيرات الصورية)، وهذه نسبة لا بأس بها مع بيانات سنوية.

اختبار مضاعف لاغرانج⁹ LM- لمشكلة الارتباط الذاتي للمتغيرات العشوائية لغاية الدرجة الرابعة للنموذج ككل أعطى القيم التالية 44.65 (p=0.15)، 50.23 (p=0.06)، (p=0.81) و 28.33 و 31.54 (p=0.68). وبالتالي، فباستثناء القيمة عند فترتي إبطاء، لا توجد مشكلة الارتباط الذاتي في النموذج. ببعنى آخر، مشكلة الارتباط الذاتي للمتغيرات العشوائية وان ظهرت من الدرجة الثانية فهي لا تشكل خطورة على النموذج ككل.¹⁰

⁸ للمقارنة، تم تقدير النموذج بدون متغيرات صورية، وكذلك بوجود واحد من المتغيرين الصوريين كل على حدة. وكانت النتائج أفضل في الحالة بمتغيرين صوريين.

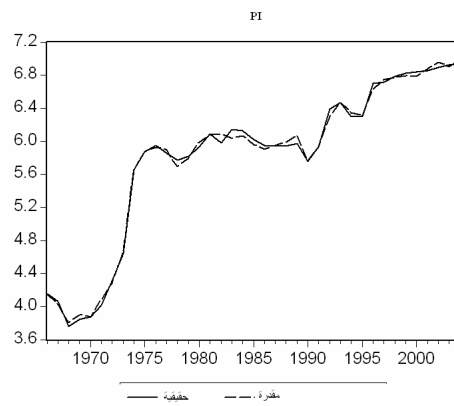
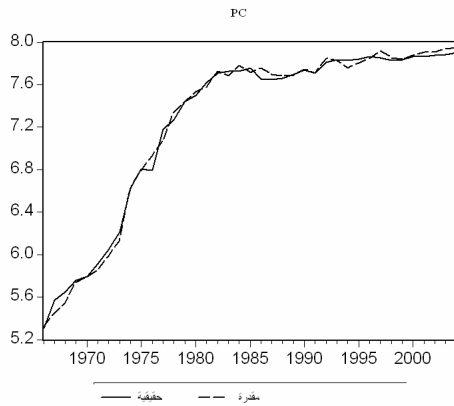
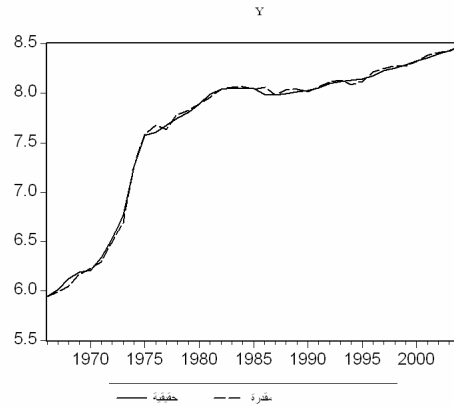
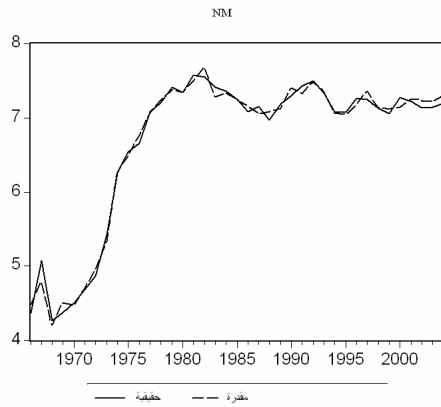
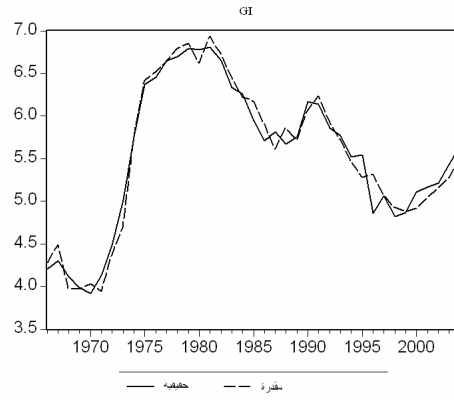
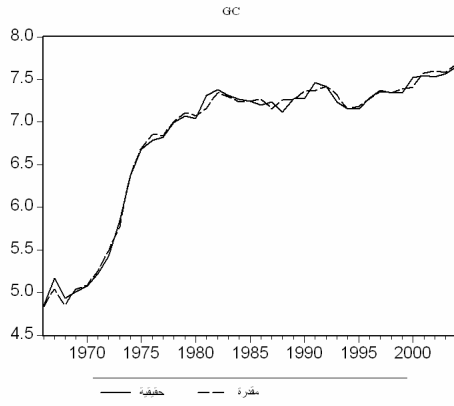
⁹ أنظر [14] Johansen لمعادلة LM .

¹⁰ تم إعادة تقدير النموذج باستخدام 3 فترات إبطاء. اختفت مشكلة الارتباط الذاتي المذكورة اعلاه، ولكن تقدير النموذج ككل كان مقارباً له باستخدام فترتي إبطاء. لذلك ابقينا على تقدير الفترتين بسبب أولاً أنه الذي تم اختياره بناءً على معيار أكايكي، وثانياً بسبب عدم الرغبة بفقدان درجات حرية أكثر.

ومن ناحية أخرى، ففقدرة النموذج على التنبؤ بالمتغيرات الداخلية لفترة واحدة إلى الأمام-
محاكاة ساكنة (Static Simulation) جيدة كما يعرضها الشكل (2) الذي يعرض القيم الحقيقية
والمقدرة لمعادلات النموذج بمستوى المتغيرات. فرغم انحراف القيم المقدرة عن الحقيقية في بعض
الفترات لبعض المتغيرات، إلا إنها تتبعها في معظم فترات التنبؤ.¹¹

¹¹ لم يكن تنبؤ النموذج لعدة فترات للأمام-محاكاة حركية (Dynamic Simulation) مرضياً. وقد يكون السبب وجود المتغيرات الهيكلية. أو التكامل المشترك. انظر [16] Hendry و [15] Clements, and Hendry .

الشكل رقم (2)
القيم الحقيقية والمقدرة لمتغيرات النموذج



السلوك الحركي للنموذج:

الهدف الرئيس لهذه الورقة هو تحليل العلاقات الحركية (الصددمات) بين متغيرات النموذج باستخدام تجزئة التباين (Variance decompositions) ودوال نبضات الاستجابة (Impulse Response Functions). لتحليل استجابة المتغيرات للصددمات للنموذج، فإننا لا نستطيع استخدام المتغيرات العشوائية المقدره من النموذج المختزل حيث إنها مترابطة بشكل متزامن (Contemporaneously Correlated). وفي هذه الحالة لا يمكن أن نعزو أي صدمة للنظام لأي متغير من هذه المتغيرات العشوائية على حدة. لذلك لأجل أن نعزو أي صدمة ناشئة للنظام لمتغير محدد، يتحتم تحويل النموذج إلى نموذج لا تترايط متغيراته العشوائية تزامنياً (mutually Orthogonal). بكلمة أخرى، محاولة التعرف على الصدمات الهيكلية (Structural) للنظام من خلال تقدير الصيغة المختزلة.

إحدى الطرق المستخدمة في هذا الجانب هي تجزئة كلوسكي (Choleski Decompsition) والذي يفترض هيكلاً تراجعياً للنظام¹² (Recursive). تفترض هذه الطريقة ترتيباً معيناً للمتغيرات بحيث أن أي متغير يتأثر بشكل متزامن بالصددمات للمتغيرات التي تسبقه في الترتيب فقط. لذلك فإن نتائج التحليل تكون حساسة لطريقة ترتيب المتغيرات. وفي النموذج محل الدراسة لدينا 720 ترتيباً محتملاً. وسنفترض في هذه الدراسة الترتيب التالي للمتغيرات في النموذج:

$Y \leftarrow NM \leftarrow PI \leftarrow PC \leftarrow GI \leftarrow GC$ حيث هنا الناتج غير النفطي Y يتأثر بجميع المتغيرات. افترضنا هذا الترتيب باعتبار أن الإنفاق الحكومي بشقيه الاستهلاكي والاستثماري هو المحدد الرئيس للنشاط في القطاعات الاقتصادية الأخرى في الاقتصاد المحلي. ومن ثم الإنفاق الاستهلاكي الخاص يستجيب للإنفاق الحكومي¹³ بشقيه. يفترض أن الاستثمار الخاص يستجيب للطلب الحكومي والخاص. أخيراً، نفترض إن حجم الواردات يتأثر بمجموع الطلب الكلي المحلي.

تجزئة التباين Variance decompositions :

في هذا النوع من التحليل، يتم قياس تأثير الصدمات على متغيرات النموذج عبر الزمن. وذلك عن طريق قياس اسهام الصدمات العشوائية لمتغيرات النموذج في التقلبات المستقبلية لمتغير ما. وبكلمة أخرى قياس النسبة من تباين خطأ التنبؤ للمتغير محل الإعتبار العائدة للصددمات غير المتنبأ بها لكل متغير من متغيرات النموذج خلال فترة التنبؤ.

¹² كان من الممكن استخدام إحدى الطرق الحديثة لعزل الصدمات الهيكلية للنظام وهي ما يعرف بـ (Structural VAR Approach) ولكن حد من ذلك ان هذه الطريقة ليست متطورة وبسهولة ذاتها لنموذج VECM ، كما هي لنموذج VAR المعتاد.

أيضاً هذه الطريقة ليست متاحة لحد الآن لـ VECM في غالب البرامج المتاحة للتقدير مثل E-views .

¹³ أنظر الحوشان، [17].

يعرض الجدول (5) نتيجة تجزئة التباين لخطأ التنبؤ الخاص للنواتج غير النفطي لست فترات إلى الأمام، حيث يعرض كل عامود نسبة اسهام المتغير في تفسير تباين خطأ التنبؤ للنواتج غير النفطي. نلاحظ من الجدول إن الاستهلاك الخاص والاستثمار الحكومي يسهمان بالنسبة الأكبر في تفسير تباين خطأ التنبؤ للنواتج غير النفطي. فالصدمات لهذين المتغيرين تسهم نسبياً بحوالي 49% و 24%، على التوالي، في تقلب الناتج غير النفطي في الفترة الأولى، وترتفع هذه النسبة في الأجل الطويل، ست فترات تنبؤ إلى الأمام، إلى حوالي 54% للاستهلاك الخاص وحوالي 36% للاستثمار الحكومي. المتغيران التاليان بالأهمية هما الاستهلاك الحكومي وصافي الواردات. حيث يسهمان، على الترتيب، بنسبة 13.8% و 9.2% في تفسير خطأ التنبؤ للنواتج غير النفطي لفترة واحدة. لكن اسهاماتهما النسبية في تفسير تقلبات خطأ التنبؤ تتخفض في الأجل الطويل إلى 1.8% و 4% لست فترات، على التوالي. أما صدمات متغير الناتج غير النفطي فتتزايد أهميتها النسبية في الاسهام في تفسير التقلبات له نفسه في الأجل الطويل، حيث تتفوق على اسهام المتغيرين السابقين. أخيراً، تلعب صدمات متغير الاستثمار الخاص دوراً صغيراً ومهماً في تفسير تباين خطأ التنبؤ للنواتج غير النفطي.

جدول (5): تجزئة التباين لخطأ التنبؤ للنواتج غير النفطي

الفترة	SE	Y	PC	PI	GC	GI	NM
1	0.044	3.288	49.266	1.8e-06	13.828	24.440	9.179
2	0.084	2.520	48.783	0.273	9.073	33.043	6.308
3	0.123	2.935	47.089	0.130	4.958	39.70	5.190
4	0.166	3.574	47.132	0.152	2.905	41.619	4.619
5	0.205	4.119	49.839	0.177	2.3221	39.342	4.202
6	0.239	4.307	53.902	0.168	1.825	35.690	4.109

SE الخطأ المعياري.

هذه النتيجة ليست غير متوقعة، وذلك أولاً بسبب حجم الاستهلاك الخاص من الناتج المحلي من جهة، ومن جهة أخرى الدور الذي تقوم به السياسة المالية ممثلة بالإنفاق الحكومي بشقيه الاستهلاكي والاستثماري كمحفز للنمو والنشاط الاقتصادي بشكل عام.

يعرض جدول رقم (6) نتائج تجزئة التباين لمكونات الناتج المحلي غير النفطي. فبالنسبة للاستهلاك الخاص، أكثر من 75% من الخطأ في التنبؤ مفسرة بالصدمات له نفسه. يليه بالأهمية الاستثمار الحكومي، حيث يسهم بحوالي 15% من التباين في خطأ التنبؤ للاستهلاك لست فترات تنبؤ

للأمام. وتتزايد أهميته الإنفاق الاستهلاكي الحكومي في الأجل القصير، حيث يفسر حوالي 15% من خطأ التنبؤ للاستهلاك الخاص لفترتي تنبؤ. لكن أهميته تبدأ بالانخفاض بعد ذلك. ويشبه سلوك الاستثمار الحكومي أيضاً سلوك الاستهلاك الخاص. فالصدمة له نفسه تسهم بأكثر من 83% من التقلبات الحاصلة له. ودور المتغيرات الأخرى صغير نسبياً، فأكبرها الاستهلاك الحكومي لا يسهم بأكثر من 5% بعد ست فترات تنبؤ. وبالنسبة للمتغيرات الثلاث الأخرى، تلعب صدمات الاستهلاك الخاص والاستثمار الحكومي الدور الأهم في تفسير التقلبات الحاصلة لهذه المتغيرات في الأجل الطويل، يليهما بالأهمية الاستهلاك الحكومي والنتاج غير النفطي. وفي الأجل القصير تسهم صدمات المتغيرات نفسها، فيما عدا صافي الواردات، بالنسبة الأكبر في تباين خطأ التنبؤ. وبالنسبة لصافي الواردات، تحتل صدمات الاستهلاك الحكومي المرتبة الأولى في تفسير تباين خطأ التنبؤ لصافي الواردات في الفترات الأولى للتنبؤ يليها الصدمات للمتغير نفسه.

جدول(6): تجزئة التباين لمكونات الناتج المحلي غير النفطي

NM	GI	GC	PI	PC	Y	S.E.	الفترة PC
0.000	0.427	10.972	0.000	88.601	0.000	0.044	1
0.547	0.264	14.913	0.094	84.180	0.001	0.084	2
0.827	4.957	9.868	0.281	82.362	1.704	0.123	3
0.979	9.631	7.338	0.275	79.405	2.372	0.165	4
0.937	13.260	5.117	0.204	76.814	3.669	0.205	5
1.187	15.989	3.750	0.162	75.002	3.910	0.239	6
NM	GI	GC	PI	PC	Y	S.E.	الفترة PI
0.000	15.510	1.883	80.272	2.335	0.000	0.075	1
0.053	38.166	7.204	52.591	1.820	0.165	0.096	2
0.311	54.082	4.066	19.904	17.530	4.107	0.121	3
0.182	46.979	9.207	9.683	29.698	4.251	0.147	4
0.965	38.935	14.560	6.360	34.091	5.089	0.176	5
1.112	33.269	15.188	5.137	39.772	5.522	0.208	6
NM	GI	GC	PI	PC	Y	S.E.	الفترة GC
0.000	0.000	100.000	0.000	0.000	0.000	0.068	1
13.786	23.359	57.327	0.023	5.484	0.023	0.106	2
7.708	52.112	26.352	0.045	11.903	1.881	0.176	3
9.356	51.949	16.404	0.432	18.686	3.173	0.255	4
8.091	47.572	11.313	0.554	28.729	3.742	0.320	5
8.692	41.917	8.845	0.546	36.348	3.653	0.358	6
NM	GI	GC	PI	PC	Y	S.E.	الفترة GI
0.000	99.860	0.140	0.000	0.000	0.000	0.083	1
2.431	94.092	0.677	0.126	0.499	2.174	0.121	2
2.000	91.783	4.029	0.172	0.238	1.779	0.179	3
3.080	89.504	4.224	0.158	0.328	2.705	0.229	4
4.054	85.617	5.166	0.128	2.207	2.828	0.278	5
4.584	83.267	5.197	0.103	3.829	3.019	0.317	6
NM	GI	GC	PI	PC	Y	S.E.	الفترة NM
32.314	1.055	49.734	7.985	8.912	0.000	0.206	1
28.659	14.802	37.589	11.442	7.195	0.313	0.312	2
12.461	46.583	21.032	3.456	11.145	5.322	0.457	3
8.433	47.721	15.084	2.171	20.645	5.946	0.571	4
5.507	42.620	13.359	1.427	30.444	6.643	0.689	5
4.307	39.261	10.938	1.127	38.027	6.340	0.775	6

دوال نبضات الاستجابة : Impulse Response Functions

دوال نبضات الاستجابة هي الطريقة الأخرى للتعرف على السلوك الحركي للنموذج. وتوضح دالة نبضات الاستجابة تأثير صدمة بمقدار انحراف معياري واحد لأحد المتغيرات (أي صدمة للمتغيرات العشوائية الهيكلية Innovations) على القيم الحالية والمستقبلية لمتغيرات النموذج.

يعرض الشكل (3) هذه الدوال التي تمثل استجابة الناتج غير النفطي للصدمة لمتغيرات النموذج مع ملاحظة أن سلوك هذه الدوال في الأجل الطويل مشروط بمعادلات متجهات التكامل المشترك للنموذج. فالمحور الأفقي يبين عدد الفترات (السنوات هنا) التي مرت بعد حدوث الصدمة للمتغير، أما المحور الرأسي فيقيس استجابة الناتج غير النفطي (نسبة مئوية).

ونلاحظ من الشكل أولاً إن تأثير صدمات الاستهلاك الخاص والاستثمار الحكومي على الناتج غير النفطي يهيمن على تأثير المتغيرات الأخرى، وهذا متوافق مع تحليل التباين السابق. فصدمة بمقدار انحراف معياري واحد للاستهلاك الخاص تؤثر بشكل موجب ودائم على الناتج، ففي البداية يرتفع الناتج بحوالي 3% في الفترة الأولى، ثم يستمر بالزيادة في الفترات القادمة ليستقر عند حوالي 10% في الأجل الطويل، بعد ست سنوات.

الصورة تقريباً نفسها بالنسبة لاستجابة الناتج لصدمة بمقدار انحراف معياري واحد للاستثمار الحكومي. ففي السنة الأولى يستجيب الناتج مباشرة لهذه الصدمة بالزيادة بحوالي 2%، ويستمر بعدها بالزيادة حتى تصل استجابته إلى حوالي 7% بعد أربع سنوات، ينخفض بعدها قليلاً ليستقر عند حوالي 6% في الفترات اللاحقة.

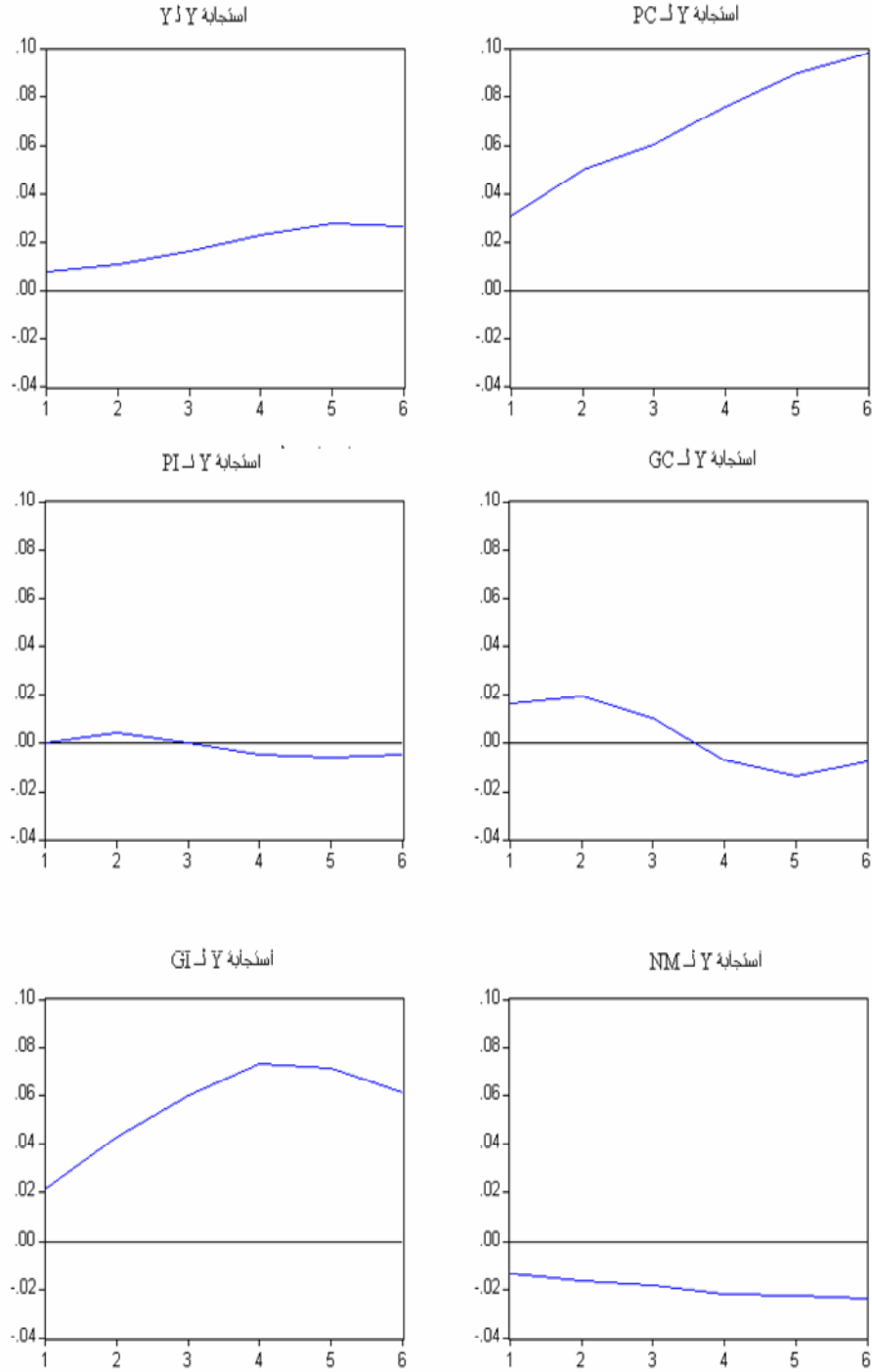
وتتصف استجابة الناتج غير النفطي للصدمة للاستثمار الخاص والاستهلاك الحكومي بأنها صغيرة نسبياً، وتتأرجح بين السالب والموجب خلال السنوات. فالناتج ينخفض بشكل صغير جداً يقترب من الصفر بتأثير صدمة الاستثمار الخاص، ويرتفع الناتج بشكل مؤقت في الفترة الثانية ثم بعد ذلك يعاود الانخفاض في الفترات اللاحقة. نفس الصورة تقريباً بالنسبة لاستجابة الدخل لصدمة الاستهلاك الحكومي. ففي البداية يستجيب الناتج بشكل موجب حيث يرتفع بحوالي 2% في الفترة الأولى، يرتفع بعد ذلك قليلاً ثم تخفض استجابته بعد ذلك حتى تصبح سالبة من السنة الرابعة.

ومن ناحية أخرى، تؤثر صدمة بمقدار انحراف معياري واحد لصافي الواردات بشكل سالب ودائم على الناتج غير النفطي. ففي الفترة الأولى ينخفض الناتج بحوالي 1% استجابة لهذه الصدمة، ثم يستمر بالانخفاض ليستقر عند حوالي 2.5% بعد ذلك.

أخيراً، الناتج يستجيب للصدمة غير المتوقعة الحادثة له نفسه بشكل موجب ودائم وإن كان صغيراً نسبياً. ففي البداية يرتفع بأقل من 1% ثم يتزايد ليستقر عند حوالي 2% بداية من السنة الرابعة، وهذا متوافق مع نتيجة التحليل السابق الخاص بالتباين.

الشكل رقم (3)

استجابة الناتج غير النفطي لصدمة بمقدار انحراف معياري واحد



وتتضح الصورة أكثر بالنظر إلى الاستجابة المجمعة للنواتج غير النفطية للصدمة الهيكلية للمتغيرات الأخرى، حيث يتم تجميع الاستجابة عبر الزمن الناشئة من الصدمة الهيكلية للمتغيرات. يعرض الشكل رقم (4) هذه الاستجابة المجمعة للنواتج غير النفطية. يتضح من الشكل أن الاستجابة المجمعة للنواتج غير النفطية للصدمة الناشئة من الاستثمار الخاص و لتلك الناشئة من الاستهلاك الحكومي صغيرة جداً، وسالبة وقريبة من الصفر في حالة الاستثمار الخاص، بينما هي موجبة في حالة الاستهلاك الحكومي. وبالنسبة للمتغيرات الأخرى، فالاستجابة المجمعة الأكبر للنواتج هي للصدمة لمتغير الاستهلاك الخاص بحوالي 40% بعد ست فترات، يليه بالأهمية، كما سبق، الاستثمار الحكومي باستجابة مجمعة بحوالي 30% بعد ست فترات. واستجابة النواتج المجمع للصدمة له نفسه تأتي بالترتيب الثالث بحوالي 10% لنفس الفترة. وأخيراً التأثير المجمع لصدمة لصافي الواردات على الناتج سالب كما سبق وبحوالي 10% .

يعرض الشكل رقم (5) استجابة المتغيرات الأخرى للصدمة الهيكلية لمتغيرات النموذج. من الشكل يلاحظ:

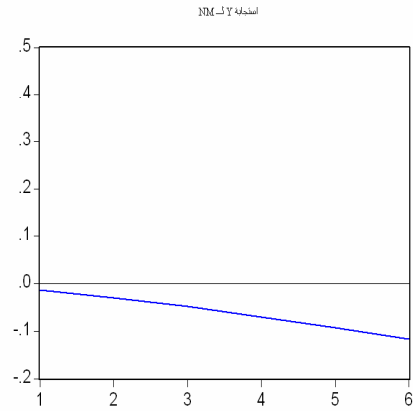
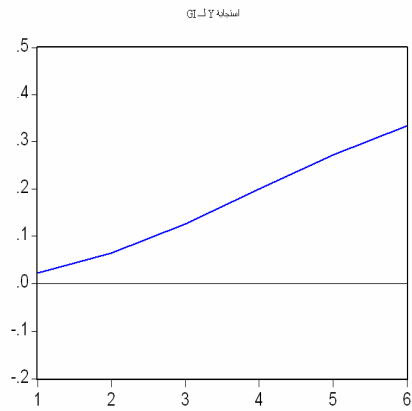
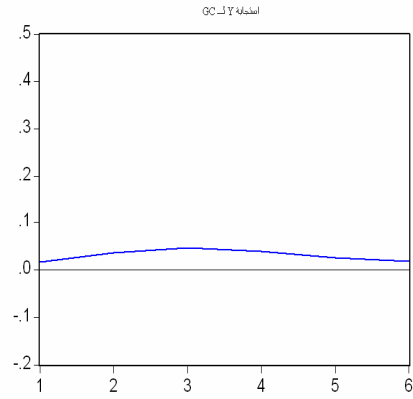
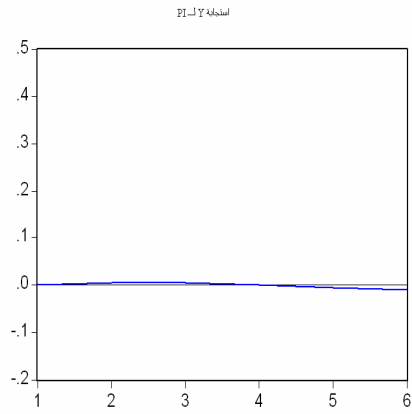
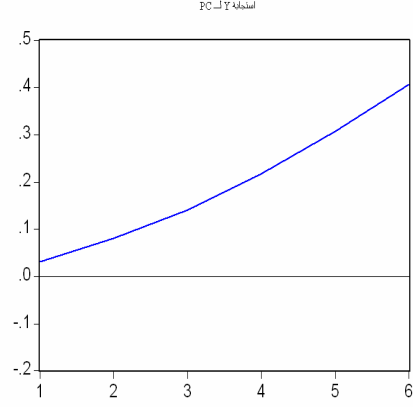
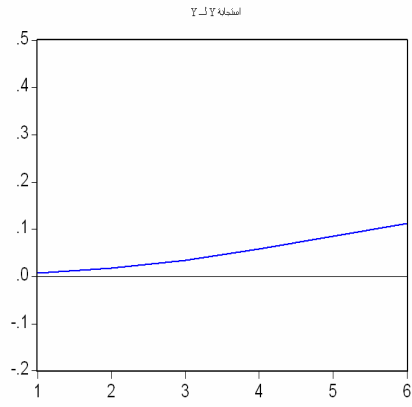
أولاً: كما هو الحال بالنسبة للنواتج غير النفطية، هيمنة الصدمات للاستهلاك الخاص والاستثمار الحكومي على سلوك المتغيرات. فالمتغيرات تستجيب بشكل موجب ودائم لصدمة لأي من هذين المتغيرين ويزداد تأثير الصدمة في الأجل الطويل. يليهما بالأهمية الصدمة للنواتج غير النفطية، والتي تؤثر بشكل موجب ودائم وإن كان صغير نسبياً، حيث تتراوح استجابة المتغيرات لهذه الصدمة بين 2% للاستهلاك الخاص و 6% للاستثمار الحكومي بعد ست فترات.

ثانياً: الاستهلاك الخاص والاستهلاك الحكومي يعملان كمكملين لبعضهما، وإن كانت استجابة الأخير لصدمة لأول أكبر منها في الحالة المعاكسة.

ثالثاً: الاستثمار الحكومي يعمل كمكمل للاستثمار الخاص. فالاستثمار الخاص يستجيب في البداية بشكل سريع لصدمة للاستثمار الحكومي ثم بشكل تدريجي، لتتخفف استجابته بعد ذلك. من ناحية أخرى، الاستثمار الحكومي يستجيب في البداية بشكل موجب وصغير نسبياً لصدمة للاستثمار الخاص، ولكن بعد الفترة الثالثة تصبح استجابته سالبة وقريبة من الصفر.

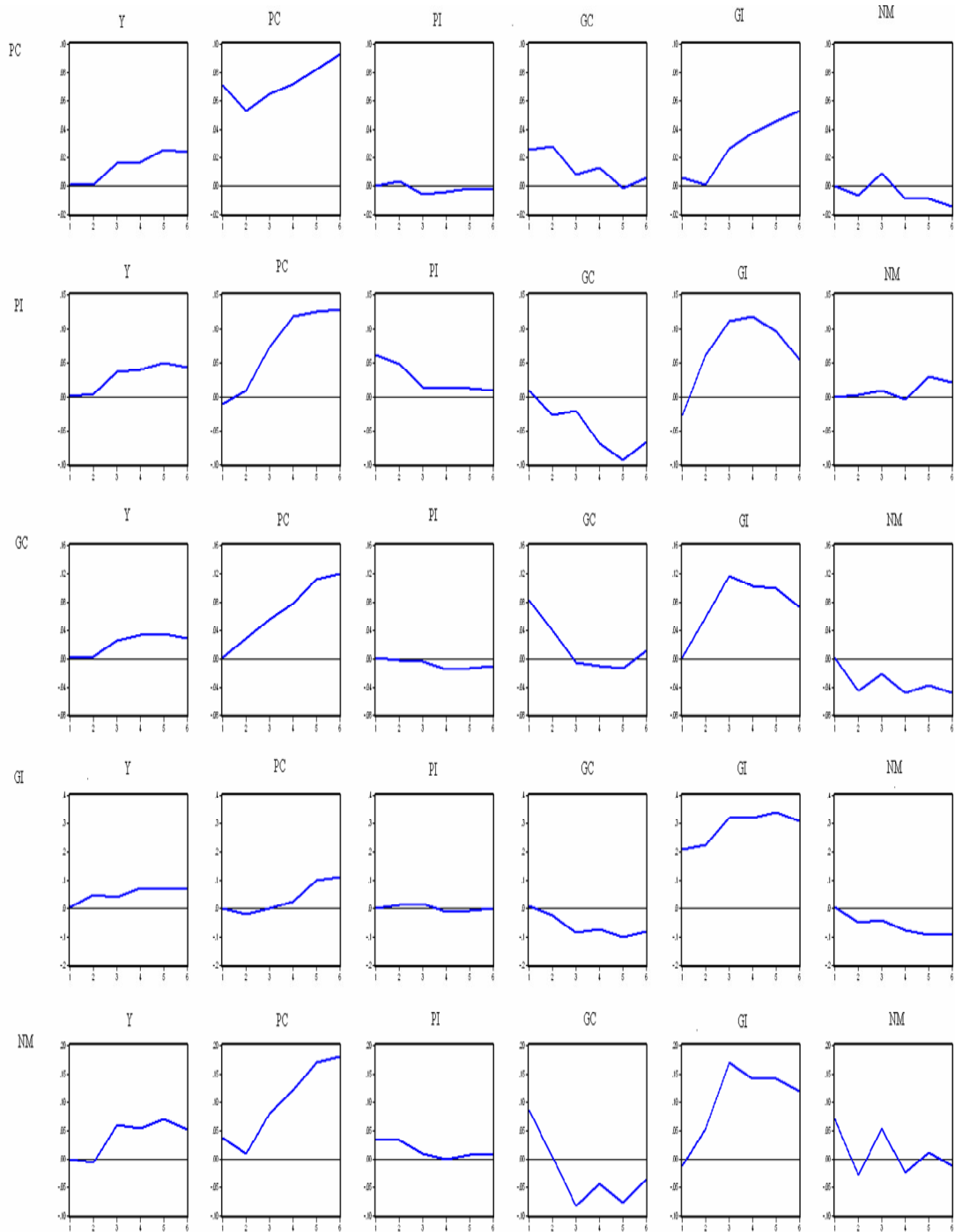
الشكل رقم (4)

الاستجابة المجمعة للناتج غير النفطي لصدمة بمقدار انحراف معياري واحد



الشكل رقم (5)

استجابة المتغيرات الأخرى لصدمة بمقدار انحراف معياري واحد



الخلاصة

سعت هذه الورقة لتحليل ديناميكية الناتج المحلي الاجمالي غير النفطي في المملكة العربية السعودية وذلك بتحليل الصدمات الهيكلية لنموذج الطلب الكلي باستخدام متجه الانحدار الذاتي VAR للفترة 1963-2004. اتضحت من نتائج التحليل، سواءاً تجزئة التباين أو تحليل دوال نبضات الاستجابة، الأهمية التي يحتلها متغيراً الاستهلاك الخاص والاستثمار الحكومي في تفسير تباين خطأ التنبؤ للناتج غير النفطي كما اتضح تأثير صدماتهما على سلوك الناتج غير النفطي بكل من الأجلين القصير والطويل، حيث يسهمان على التوالي، بحوالي %49 و %24 في خطأ التنبؤ للناتج غير النفطي في الأجل القصير، وترتفع اسهاماتهما الى %54 و %36 في الأجل الطويل. ويحتل هذان المتغيران الأهمية نفسها بالنسبة للمتغيرات الأخرى المكونة للطلب الكلي، فهما يفسران النسبة الأكبر من التقلب في مكونات الطلب الكلي. وتشبه هذه النتائج ما توصلت اليه دراسات أخرى على دول أخرى من حيث الأهمية النسبية لبعض مكونات الطلب الكلي في تفسير تقلبات الناتج المحلي، وخاصة الاستهلاك، سواءاً الخاص أم الحكومي والاستثمار، أنظر [7]، [8]، و[9].

بناءً على النتائج السابقة، تحتل السياسات الإقتصادية الهادفة لإستقرار النمو في الناتج المحلي غير النفطي أهمية كبرى، وتتميز السياسة المالية على وجه الخصوص بفعالية أكبر و قدرة على التأثير على متغيرات الإقتصاد الكلي مقارنة بالسياسة النقدية في بلد كالمملكة يعمل تحت سعر صرف ثابت.¹⁴ فإذا نظرنا الى هيمنة تأثير صدمات الاستهلاك الخاص والانفاق الحكومي بشقيه الاستهلاكي والاستثماري على التقلبات الحاصلة للناتج المحلي غير النفطي، من جهة، ومن جهة أخرى، هيمنة تأثير صدمات الانفاق الحكومي على سلوك الاستهلاك الخاص، تتضح أهمية العمل على استقرار هذه المتغيرات من خلال العمل على استقرار الانفاق الحكومي وذلك بتصميم سياسة مالية تعمل كمثبت آلي أثناء الدورات الإقتصادية. فقد شهد الانفاق الحكومي تقلبات كبيرة خلال العقود الماضية ناتجة بشكل خاص من أن الإيرادات الحكومية تعتمد بشكل كبير على الإيرادات البترولية والتي تتأثر بتقلبات اسعار النفط، ولذلك قد يكون العمل على تنمية الإيرادات الحكومية من مصادر أخرى طريقاً مهماً لعزل التأثير غير المرغوب لتقلبات الإيرادات النفطية على استقرار الانفاق الحكومي.

أخيراً، قد يكون من المناسب تدعيم هذه الدراسة بدراسة أكثر توسعاً إما بأخذ جانب العرض بالاعتبار أو بالنظر إلى مكونات الناتج المحلي غير النفطي على مستوى القطاعات الأصغر للاقتصاد.

¹⁴ أنظر [18] Akkina, and Alhoshan لتفاصيل أكثر حول هذه النقطة.

المراجع

- [1] Blanchard, Olivier, "Consumption and The Recession of 1990-1991", *American Economic Review*, Vol. 83, (1993), PP. 270-274.
- [2] McConnell, Margaret M., Patricia C. Mosser, and Gabriel Perez-Quiros, "A Decomposition of the Increased Stability of Growth", *Current Issues, in Economics and Finance*, Vol. 5 No. 13, September (1999), PP. 1-6. Federal Reserve of New York.
- [3] McConnell. M., and Gabriel Perez-Quiros, "Output Fluctuations in the United States: What Has Changed Since the Early 1980s?", *American Economic Review*, Vol. 90, (2000), PP. 1464-1476.
- [4] Irvine, F. Owen and Scott Schuh "Inventory Investment and Output Volatility." *International Journal of Production Economics*, 93-94, January (2005a), PP. 75-86.
- [5] Irvine, F. Owen and Scott Schuh, "The Roles of Co-Movement and Inventory Investment in the Reduction of Output Volatility." *Federal Reserve Bank of Boston Working Papers* NO 05-9, 2005.
- [6] Ahmed, Shaghil, Andrew Levin, and Beth Anne Wilson. "Recent U.S. Macroeconomic Stability: Good Policies, Good Practices, or Good Luck?" *International Finance Discussion Papers* No. 730, Board of Governors of The Federal Reserve System, July, (2002).
- [7] Ramaswamy, Ramana, and Christel Rendu, "Japan's Stagnant Nineties: A Vector Autoregression Retrospective", *IMF staff Papers*, Vol.47, No.2, (2000).
- [8] Labhard, Vincent, "What Caused The 2000/01 Slowdown? Results From a VAR Analysis of G7 GDP Components", *Bank of England's Working Paper Series*, Working Paper No.190, (2003)
- [9] Dalsgaard, Thomas, Jorgen Elmeskove, and Cyn-young Park, "Ongoing Changes in The Business Cycle Evidence and Causes", *SUERF Studies* No.20, (2002), SUERF, Vienna.
- [10] Sims, Christopher, A., "Macroeconomics and Reality" *Econometrics*, 48(1), (1980), PP. 1-47.
- [11] Enders, Walter, *Applied Econometric Time Series*, John Wiley & Sons, Inc, New York, (1995).
- [12] Hamilton, James D., *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton, (1994).

- [13] Johanson, Søren, "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vector in Gaussian Vector Auto-Regressive Models" *Econometrica*, 59, (1991), PP. 1551-80.
- [14] Johanson, Søren, *Likelihood-Based Inference in Coinegrated Vector Auto-Regressive Models*, New York, Oxford University Press, (1995).
- [15] Hendry, David F., *Dynamic Econometrics*, Oxford, Oxford University Press, (1995).
- [16] Clements, Michael P., and David F. Hendry, *Forecasting Economic Time Series*, Cambridge, Cambridge University Press, (1998).
- [17] الحوشان، ح.م.، "الإنفاق الحكومي وتأثيره على الإنفاق الاستهلاكي الخاص: طريقة متجه الانحدار الذاتي"، *دراسات اقتصادية: جمعية الاقتصاد السعودية*، المجلد الرابع، ع.7، (2002)، 67-33.
- [18] Akkina, K., and H. Alhoshan, "Independence of Monetary Policy Under Fixed Rates: The Case of Saudi Arabia" *Journal of Applied Economics*, Vol.34, No. 4, (200).
- [15] مؤسسة النقد العربي السعودي، التقرير السنوي، أعداد متفرقة.
- [16] وزارة التخطيط، منجزات خطط التنمية، الإصدار الثامن عشر (1970-2000).