

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

حمد بن محمد الحوشان

أستاذ مساعد، قسم الاقتصاد، كلية إدارة الأعمال،
جامعة الملك سعود

(قدم للنشر في ١٤٢٧/١/٥هـ، وقبل للنشر في ١٤٢٨/٨/١هـ)

ملخص البحث. 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 ١٩٦٣-٢٠٠٤.

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 ٤٩٪ و ٢٤٪ في خطأ التنبؤ للناتج غير النفطي في الأجل القصير، وترتفع نسبة إسهامهما إلى ٥٤٪ و ٣٦٪ في الأجل الطويل. ويحتل هذان المتغيران الأهمية نفسها بالنسبة للمتغيرات الأخرى المكونة للطلب الكلي، حيث يفسران النسبة الأكبر من التقلب في مكونات الطلب الكلي.

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 إلى 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 ٩,٥٪ خلال الفترة ١٩٦٩ - ١٩٧٤ ثم هبط إلى ٦,٥٪ للفترة ١٩٧٩ - ١٩٨٤ وخلال السنوات ١٩٨٥ - ١٩٩٩ تذبذب معدل النمو بشكل كبير حتى أصبح سالباً في بعض السنوات. من ناحية أخرى، تراوح معدل النمو السنوي للسنوات ٢٠٠٠ - ٢٠٠٤ بين ٣,٤٪ و ٤,٦٪ تقريباً.^(١)

(١) منجزات خطط التنمية ١٩٧٠ - ٢٠٠٠ وحسابات الباحث.

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.^(٢)

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.

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 اشمل 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

(٢) انظر التقرير السنوي لمؤسسة النقد العربي السعودي، أعداد مختلفة.

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 [١] Blanchard لمحاولة معرفة سبب الركود الذي عانى منه الاقتصاد الأمريكي بين عامي ١٩٩٠ - ١٩٩١. حيث توصل إلى أن صدمات الاستهلاك التي أدت إلى انخفاض الاستهلاك عن مستواه الطبيعي هي السبب وراء هذا الركود.

McConnell, Mosser , and Quiros [٢] في دراستهم عن الاستقرار المتزايد في نمو الناتج المحلي الإجمالي الأمريكي خلال الفترة (١٩٥٨ - ١٩٩٨) 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، McConnell and Quiro [٣]، وباستخدام نموذج أكثر تعقيدا توصلوا إلى إن السبب وراء الانخفاض في معدل تذبذب الناتج الأمريكي بعد ١٩٨٤ هو انخفاض التذبذب في قطاع السلع المعمرة والاستثمار المخزوني.

Irvine and Schuch [٤] في دراستهم أسباب انخفاض تذبذب الناتج المحلي الأمريكي خلال الفترة (١٩٦٧ - ٢٠٠٢)، إستخدما أسلوب تحليل التباين و التغيرات للناتج المحلي الإجمالي على مستوى قطاعات الصناعة وقطاعات التجارة للإقتصاد الأمريكي، وقد توصلوا إلى أن تطور إدارة المخزون من جهه، وهيكل التغيرات والترابط بين القطاعات من جهة

أخرى مسئولان عن الانخفاض الذي حصل في تذبذب الناتج المحلي الإجمالى خلال تلك الفترة.

أيضاً، قام كل من Irvine and Schuch [٥] في ورقة أخرى مشابهة وباستخدام نموذجين مختلفين بدراسة أسباب انخفاض التذبذب الذي حصل في الناتج المحلي الإجمالى الأمريكى خلال الفترة (١٩٦٧-٢٠٠١)، حيث كان النموذج الأول هو نموذج العامل المعيارى بينما كان النموذج الثانى نموذج متجه الانحدار الذاتى. وقد طبقا النموذجين على نفس القطاعات الصناعية والقطاعات التجارية السابقة، وتوصلا إلى أن التغيرات الهيكلية على جانب العرض خفضت من الحركة المشتركة للمبيعات مع الاستثمار المخزونى سواءً بين الصناعات أو داخل كل صناعة، وهذا بدوره ثبط من استجابة الناتج الكلى للصددمات بأنواعها، ومن ثم انخفاض تذبذب الناتج الكلى بشكل عام؛ حيث دلت النتائج التى حصلنا عليها على أن نسبة إسهام التغيرات الهيكلية في الانخفاض الذى حصل في تذبذب الناتج المحلي الإجمالى كانت حوالى ٨٠٪.

من ناحية أخرى، استخدم Ahmed, Levin, and Wilson [٦] نموذج متجه الانحدار الذاتى ونموذج المجال الترددي (Frequency-Domain) لاختبار عدة فرضيات حول أسباب انخفاض تذبذب الناتج المحلي الإجمالى ومكوناته على جانبي الطلب والناتج خلال الفترة (١٩٦٠-٢٠٠٢). وقد توصلا إلى أن السبب الرئيس في انخفاض التذبذب كان الانخفاض الذى حصل في تباين الصدمات للاقتصاد الأمريكى (فرضية الحظ الجيد). الأسباب الأخرى كالتغيرات الهيكلية والسياسات الاقتصادية، أيضاً أسهمت، وإن كان اقل من السبب السابق، في انخفاض تذبذب الناتج المحلي الإجمالى.

وباستخدام نموذج متجه الانحدار الذاتى (VAR) لتحليل الاقتصاد اليابانى في فترة التسعينيات توصل كل من [٧] 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 Labhard [٨] في دراسة موسعة على دول مجموعة الدول السبع لفترات الدورات الاقتصادية خلال الفترة ١٩٨٦-٢٠٠١ 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 وأسعار النفط للنموذج وجد أنهما يفسران خلال الفترة ٢٠٠٠-٢٠٠٣ نصف الصدمات السالبة لهذه الدول كمجموعة.

توصل Dalsgaard, Elmeskov, and Park [٩] 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 (Vector Auto regression (VAR) 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 هيكلية يوضح العلاقات والتفاعلات بين المتغيرات عبر الزمن. يمكن تمثيل هذا النموذج على الشكل التالي:

$$(1) \quad A(L) Y_t = \varepsilon_t \quad ;$$

$$A(0) = I \quad ;$$

$$\varepsilon_t \sim (0, \Sigma_\varepsilon)$$

حيث:

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

$$Y_t = \text{متجه } (n \times 1) \text{ من المتغيرات في النظام}$$

$$\varepsilon_t = \text{متجه } (n \times 1) \text{ من المتغيرات العشوائية}$$

$$\Sigma_\varepsilon = \text{var}(\varepsilon_t) \text{ وهي مصفوفة غير قطرية}$$

$$I = \text{مصفوفة الوحدة.}$$

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

بقلب النظام في (١) نحصل على تمثيل متجه المتوسطات المتحركة لمتغيرات النظام Moving Average Representation (VAM):

$$(2) \quad Y_t = C(L) \varepsilon_t$$

$$C(L) = A(L)^{-1} \quad ;$$

$$C(0) = I$$

$C(L)$ تعطي تأثير المتغيرات العشوائية على المتغيرات في Y_t . ولكن هذه المتغيرات العشوائية مترابطة بشكل متزامن، أي أن التغيرات 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، 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 (١) بشكل هيكل تراجعي (Recursive Structure). انظر Sims [١٠].

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 = ١ بحيث إن:

$$\varepsilon_t = D(0)\eta_t$$

$$\eta_t = D(0)^{-1} \varepsilon_t \quad \text{أو}$$

$$\Sigma_{\eta} = D(0)^{-1} \Sigma_{\varepsilon} D(0)^{-1'} = I \quad \text{و}$$

حيث: $D(0) \neq I$

الآن من المعادلة (٢) 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:

$$\varepsilon_{1t} = \eta_{1t}$$

$$\varepsilon_{2t} = d_1 \varepsilon_{1t} + \eta_{2t}$$

$$\varepsilon_{3t} = d_2 \varepsilon_{1t} + d_3 \varepsilon_{2t} + \eta_{3t}$$

$$\varepsilon_{4t} = d_4 \varepsilon_{1t} + d_5 \varepsilon_{2t} + d_6 \varepsilon_{3t} + \eta_{4t}$$

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_{ε} ، والتي تحتوي على $\left(\frac{n^2 + n}{2}\right)$ عناصراً مستقلاً معروفاً لأن Σ_{ε} 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 النظام^(٣) (Identification). بافتراض 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

(٣) انظر [١١] Enders لتحليل أكثر تفصيلاً.

الخاص (PC)، الإنفاق الاستثماري الخاص (PI)، والإنفاق الحكومي الاستهلاكي (GC)، والإنفاق الحكومي الاستثماري (GI)، وصافي الواردات (NM)، للفترة ١٩٦٣-٢٠٠٤ تم استخراج صافي الواردات كبواقي من الفرق بين مجموع مكونات الإنفاق والنتائج المحلي الاجمالي غيرالنفطي. 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 ١٩٨٦ تم استخدام مكمش الناتج الإجمالي، لعدم توفر المكمش الأول لهذه الفترة. وفي التحليل القياسي للبيانات وتقدير النموذج، استخدمت المتغيرات باللوغار يتم 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 $I(0)$. وإذا كان المتغير غير ساكن $I(d)$; $\forall d > 0$ ، 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). وتنبع 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. ويكمن الحل في إضافة البواقى من انحدار التكامل المشترك لنظام معادلات متجه الانحدار الذاتى VAR على شكل متغير مستقل بجانب المتغيرات الأخرى.

١- 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 فقدم تم إتباع الطريقة المقترحة من قبل [١١، ص ٢٥٦-٢٥٨] 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 ننتقل إلى إجراء الاختبار بوجود قاطع فقط.

يعرض الجدول رقم (١) نتائج اختبار دكي وفولر لمتغيرات النموذج. تم استخدام فترات إبطاء مختلفة لكل المتغيرات عند إجراء انحدار دكي وفولر، وذلك بناء على معيار

أكايكي (AIC) Akaike Information Criterion.

الجدول رقم (١). 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)*** |
| PI | 1 | -2.23 (0.46) | -1.54 (0.51) | -4.60 (0.003)* |
| | . | -0.30 (0.99) | -2.95 (0.05)** | -5.71 (0.0002)* |
| PC | 1 | -1.48 (0.82) | -2.13 (0.24) | -4.55 (0.004)* |
| | . | | | -4.14 |
| GI | 2 | -2.27 (0.43) | -2.42 (0.14) | (0.01)** |
| | . | -1.05 (0.93) | -2.08 (0.25) | -6.47 (0.00)* |
| NM | . | | | |

a الانحدار يحتوي على قاطع واتجاه عام.

b يحتوي على قاطع فقط.

الأرقام داخل الأقواس هي P-value. *، **، *** تعني معنوية عند ١٪، ٥٪ و ١٠٪ على التوالي.

نلاحظ من الجدول رقم (١) عدم امكانية رفض فرضية احتواء هذه المتغيرات على جذر الوحدة في حالة مستويات المتغيرات (levels) وذلك 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 ٥٪. أما في حالة أخذ الفروق الأولى للمتغيرات فإن الاستهلاك والاستثمار الخاصين والاستهلاك الحكومي وصافي الواردات تغدوا ساكنة عند مستوى ١٪، أما الاستثمار الحكومي والنتاج المحلي غير النفطي فتصبح ساكنة عند مستوى ٥٪ و ١٠٪ 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 (٢) لدالة الترابط الذاتي AC و الترابط الجزئي PAC لهذا المتغير نلاحظ أن

AC تبدأ من حوالي ٠,٩٤ وتنخفض تدريجياً، بينما تبدأ PAC من قريباً من ٠,٩٤ أيضاً ولكنها تصبح سالبة و قريبة من الصفر بعد فترة إبطاء واحدة، ويوحى هذا السلوك ل AC و PAC بعدم سكون المتغير.

الجدول رقم (٢). 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 (٣) 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 ١٠٪. الناتج المحلي غير النفطي هو الآخر ساكن ولكن عند مستوى ١٠٪ 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.

الجدول رقم (٣). 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 ١٪، ٥٪ و ١٠٪ على التوالي.

٢- 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، فستكون المتوافقة الخطية لهما ساكنة. بتعبير آخر، سوف يقسمان اتجاه عشوائيه مشترك Share a Common Stochastic Trend. ومن الناحية الرياضية، إذا كانت $X \sim I(1)$ و Y ولهما تكامل مشترك، فإن $X \sim I(0) - \delta_1 X - \delta_0 = Y = u$. أي أن خطأ عدم التوازن سيكون ساكناً. وتمثل δ_1 و δ_0 معاملات التكامل المشترك.^(٤) ويمكن التعبير لأكثر من متغيرين، عن التكامل المشترك بنموذج متجه تصحيح الخطأ (VEC) Vector Error Correction Model كالتالي:

(٤) 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 $b > 0$ ، $Z = \beta' Y \sim CI(d - b)$.

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

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 = 0 $[r(\Pi) = 0]$. 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 = n $[r(\Pi) = n]$. كل المتغيرات في المتجه Y $I(0)$. يقدر

متجه الانحدار الذاتي VAR بالمستوى.

(ج) $n < \text{رتبة المصفوفة} \leq n$ $[1 \leq r(\Pi) < n]$. المتغيرات في المتجه Y كلها

$I(1)$ ويوجد بينها r متجه للتكامل المشترك. وفي هذه الحالة تشكل

صفوف المصفوفة β' متجهات التكامل المشترك، وتقاس عناصر

المصفوفة α سرعة تكيف المتغيرات الداخلية في النموذج للانحراف عن

العلاقة التوازنية في الأجل اطويل.^(٥)

وسيتم اختبار التكامل المشترك بطريقة جوهانسن Johanson [١٣؛ ١٤] 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

(٥) انظر [١١] Enders و [١٢] Hamilton.

VAR، ويكمن السبب في حساسية نتيجة الاختبار لكلا الأمرين^(٦). 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 الذي له أقل قيمة لمعيار AIC. وبما أن البيانات في هذه الدراسة سنوية، فقد تمت المقارنة بين فترتين وثلاث فترات إبطاء. وبناء على المعيار السابق، تم اختيار فترتين للإبطاء حيث كانت قيمة AIC للنموذج -٩,٩١ مقارنة بـ -٨,٠٥ لنموذج بثلاث فترات. معيار سكاروز (Schwarz Criterion (SC أيضاً دل على فترتين للإبطاء، حيث كانت قيمته -٦,٥٩ و-٣,٩١ 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 الجدول رقم (٤) 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 ٥٪ يوضح اختبار القيمة العظمى maximum النتائج بشكل آخر، حيث يتم اختبار فرضية العدم مقابل قيمة محددة للفرضية البديلة، مثلاً، وجود متجه تكامل مشترك واحد ضد وجود متجهين للتكامل المشترك وهكذا. من الجدول رقم (٤) أيضاً، نلاحظ أن اختبار القيمة العظمى maximum حول عدد متجهات التكامل المشترك يدعم نتيجة اختبار الأثر trace بوجود ثلاث متجهات

(٦) انظر المرجع السابق.

للتكامل المشترك بين المتغيرات محل الدراسة عند مستوى معنوية ٥٪ 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 ١٪ 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.^(٧) حيث تعرض المصفوفة β هذه المتجهات.

الجدول رقم (٤). اختبار جوهانسن للتكامل المشترك.

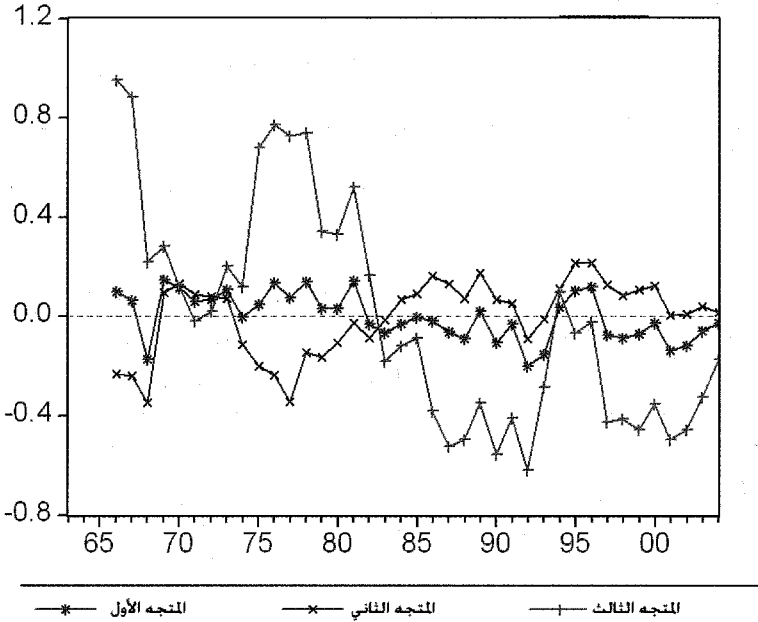
| فرضية العدم | الفرضية البديلة | معدل الإمكان Likelihood ratio | القيم الحرجة عند مستوى معنوية ٥٪ | القيم الحرجة عند مستوى ١٪ |
|------------------|-----------------|----------------------------------|-------------------------------------|------------------------------|
| ١- اختبار | | | | |
| trace | | | | |
| $r=0$ | $r>0$ | 156.04 | 114.90 | 124.75 |
| $r\leq 1$ | $r>1$ | 105.31 | 87.31 | 96.58 |
| $r\leq 2$ | $r>2$ | 67.16 | 62.99 | 70.05 |
| $r\leq 3$ | $r>3$ | 34.95 | 42.44 | 48.45 |
| ٢- 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.

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

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

ويوضح الشكل رقم (١) أيضاً متجهات التكامل المشترك بياناً، 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 (١). متجهات التكامل المشترك

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

تقدير النموذج

بسبب وجود الفروق للمتغيرات وفترات الإبطاء، فإن الفترة الفعلية الداخلة في التقدير تبدأ من عام ١٩٦٦. وتم تقدير النموذج باستخدام طريقة المربعات الصغرى (OLS) والتي تعطي نتائج كفؤة وغير متحيزة وباستخدام فترتي إبطاء بناءً على معيار أكايكي. ويضم النموذج المقدر متغيرين صوريين يمثلان التغير الهيكلي لعام ١٩٧٤ بعد الزيادة في أسعار البترول وإحداث حرب تحرير الكويت ١٩٩٠ - ١٩٩١ وانعكاساتهما على الاقتصاد المحلي. وكان المتغير الأول معنوياً لجميع معادلات النموذج، أما الثاني فكان معنوياً في ثلاثة منها.

أعطى النموذج المقدر نتائج جيدة،^(٨) فجودة التقدير مقاسة بمعامل التحديد المصحح R^2 جيدة جداً حيث تراوحت قيمتها بين ٠,٧١ و ٠,٩٠ لأربع من المعادلات و ٠,٤٣ و ٠,٤٩ للمعادلتين الأخريين. كذلك الخطأ المعياري لمعادلات النموذج فصغير نسبياً لأكثر المعادلات حيث كان بين ٠,٠٤ و ٠,٠٨ لأربع منها و ٠,١٢ و ٠,٢١ للأخريين. أما بالنسبة لمعاملات النموذج، فإنه كما هو معروف في مثل هذا النوع من النماذج حيث يكون عدد المعلمات المقدره 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..

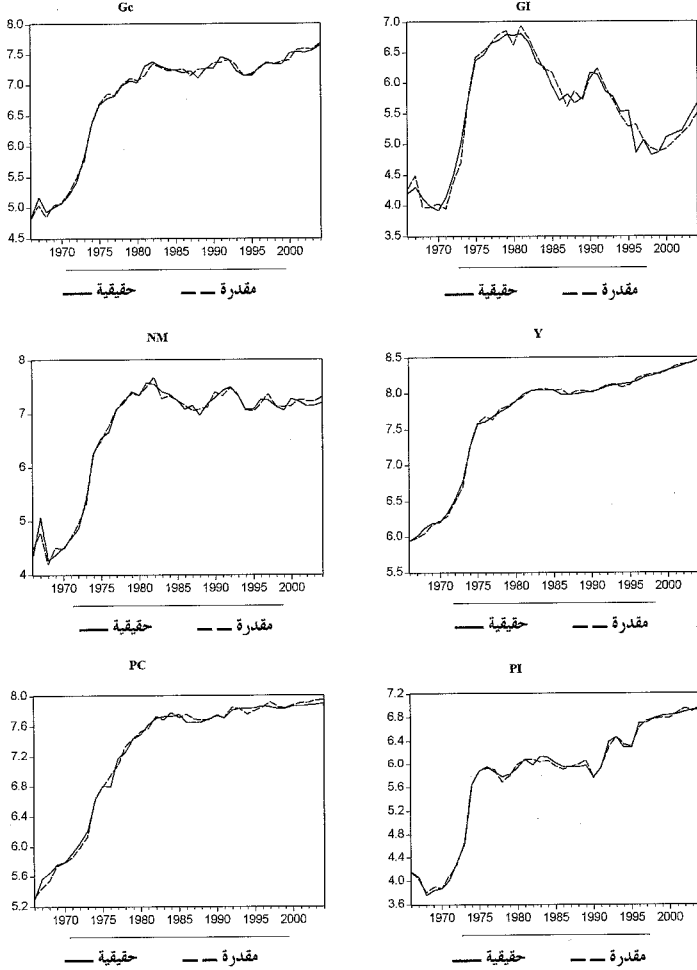
اختبار مضاعف لاغرانج^(٩) LM- لمشكلة الارتباط الذاتي للمتغيرات العشوائية لغاية الدرجة الرابعة للنموذج ككل أعطى القيم التالية 44.65 (p=0.15) ، 50.23 (p=0.06) ، 28.33 (p=0.81) و 31.54 (p=0.68). وبالتالي، فباستثناء القيمة عند فترتي إبطاء، لا توجد مشكلة الارتباط الذاتي في النموذج. بيمعنى آخر، مشكلة الارتباط الذاتي للمتغيرات العشوائية وان ظهرت من الدرجة الثانية فهي لا تشكل خطورة على النموذج ككل.^(١٠) ومن ناحية أخرى، فقدرة النموذج على التنبؤ بالمتغيرات الداخلية لفترة واحدة إلى الأمام - محاكاة ساكنة (Static Simulation) جيدة كما يعرضها الشكل رقم (٢) الذي يعرض

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

(٩) انظر Johansen [١٤] لمعادلة LM.

(١٠) تم إعادة تقدير النموذج باستخدام ٣ 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.

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.^(١١)



الشكل رقم (٢). القيم الحقيقية والمقدرة لمتغيرات النموذج.

(١١) لم يكن تنبؤ النموذج لعدة فترات للأمام - محاكاة حركية (Dynamic Simulation) مرضياً. وقد يكون السبب

وجود المتغيرات الهيكلية. أو التكامل المشترك. انظر [١٥] Clements, and Hendry و [١٦] Hendry.

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 الصددمات الهيكلية (Structural) للنظام من خلال تقدير الصيغة المختزلة.

إحدى الطرق المستخدمة في هذا الجانب هي تجزئة كلوسكي (Choleski Decomposition) والذي يفترض هيكلًا تراجعياً للنظام^(١٢) (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.

(١٢) كان من الممكن استخدام إحدى الطرق الحديثة لعزل الصددمات الهيكلية للنظام وهي ما يعرف بـ (Structural VAR Approach) ولكن حد من ذلك ان هذه الطريقة ليست متطورة وبالسهولة ذاتها لنموذج VECM، كما هي لنموذج VAR المعتاد. ايضاً هذه الطريقة ليست متاحة لحد الآن لـ VECM في غالب البرامج المتاحة للتقدير مثل E-

افتراضنا 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 الحكومي^(١٣) 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 للصدمات غير المتنبأ بها لكل متغير من متغيرات النموذج خلال فترة التنبؤ.

يعرض الجدول رقم (٥) نتيجة تجزئة التباين لخطأ التنبؤ الخاص للناتج غير النفطي لست فترات إلى الأمام، حيث يعرض كل عامود نسبة اسهام المتغير في تفسير تباين خطأ التنبؤ للناتج غير النفطي. نلاحظ من الجدول إن الاستهلاك الخاص والاستثمار الحكومي يسهمان بالنسبة الأكبر في تفسير تباين خطأ التنبؤ للناتج غير النفطي. فالصدمات لهذين المتغيرين تسهم نسبياً بحوالي ٢٤٪ و ٤٩٪، على التوالي، في تقلب الناتج غير النفطي في الفترة الأولى، وترتفع هذه النسبة في الأجل الطويل، ست فترات تنبؤ إلى الأمام، إلى حوالي ٥٤٪ للاستهلاك الخاص وحوالي ٣٦٪ للاستثمار الحكومي.

المتغيران التاليان بالأهمية هما الاستهلاك الحكومي وصافي الواردات. حيث يسهمان، على الترتيب، بنسبة ١٣,٨٪ و ٩,٢٪ في تفسير خطأ التنبؤ للناتج غير النفطي

(١٣) انظر الحوشان، [١٧].

لفترة واحدة. لكن إسهاماتهما النسبية في تفسير تقلبات خطأ التنبؤ تنخفض في الأجل الطويل إلى ١,٨٪ و ٤٪. أما صدمات متغير الناتج غير النفطي فتزايد 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 ومهملاً في تفسير تباين خطأ التنبؤ للناتج غير النفطي.

الجدول رقم (٥). تجزئة التباين خطأ التنبؤ للناتج 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 (٦) نتائج تجزئة التباين لمكونات الناتج المحلي غير النفطي. فبالنسبة للاستهلاك الخاص، أكثر من ٧٥٪ من الخطأ في التنبؤ مفسرة بالصدمات له نفسه. يليه بالأهمية الاستثمار الحكومي، حيث يسهم بحوالي ١٥٪ من التباين في خطأ التنبؤ للاستهلاك لست فترات تنبؤ للأمام. وتتزايد أهميه الإنفاق الاستهلاكي الحكومي في الأجل القصير، حيث يفسر حوالي ١٥٪ من خطأ التنبؤ للاستهلاك الخاص لفترتي تنبؤ. لكن أهميته تبدأ بالانخفاض بعد ذلك.

الجدول رقم (٦). تجزئة التباين لمكونات الناتج المحلي غير النفطي.

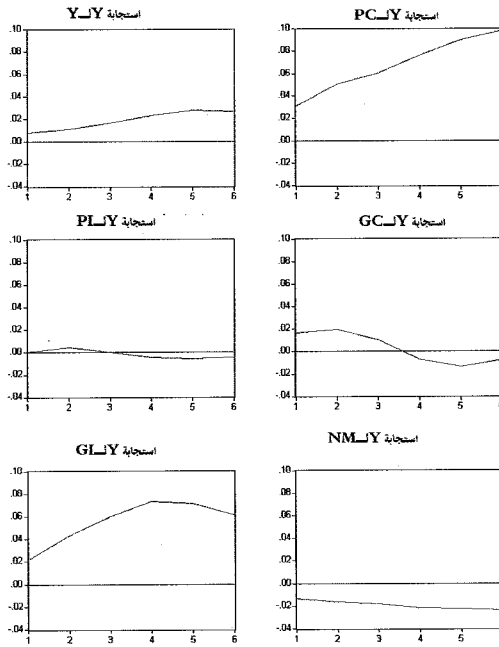
| NM | GI | GC | PI | PC | Y | S.E. | الفترة | PC |
|--------|--------|---------|--------|--------|-------|-------|--------|----|
| 0.000 | 0.427 | 10.972 | 0.000 | 88.601 | 0.000 | 0.044 | 1 | |
| 0.547 | 0.264 | 14.913 | 0.094 | 84.180 | 0.001 | 0.084 | 2 | |
| 0.827 | 4.957 | 9.868 | 0.281 | 82.362 | 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 | |

ويشبه سلوك الاستثمار الحكومي أيضاً سلوك الاستهلاك الخاص. فالصدمات له نفسه تسهم بأكثر من ٨٣٪ من التقلبات الحاصلة له. ودور المتغيرات الأخرى صغير نسبياً، فأكبرها الاستهلاك الحكومي لا يسهم بأكثر من ٥٪ 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.

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 رقم (٣) هذه الدوال التي تمثل استجابة الناتج غير النفطي للصدمات 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).



الشكل رقم (٣). استجابة الناتج غير النفطي لصدمة بمقدار انحراف معياري واحد.

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 ٣٪ في الفترة الأولى، ثم يستمر بالزيادة الفترات القادمة ليستقر عند حوالي ١٠٪ 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 ٢٪، ويستمر بعدها بالزيادة حتى تصل استجابته إلى حوالي ٧٪ بعد أربع سنوات، ينخفض بعدها قليلاً ليستقر عند حوالي ٦٪ في الفترات اللاحقة.

وتتصف استجابة الناتج غير النفطي للصدمات 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 الاستثمار الحكومي. ففي البداية يستجيب الناتج بشكل موجب حيث يرتفع بحوالي ٢٪ 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 ١٪ استجابة لهذه الصدمة، ثم يستمر بالانخفاض ليستقر عند حوالي ٢,٥٪ بعد ذلك.

أخيراً، الناتج يستجيب للصدمات غير المتوقعة الحادثة له نفسه بشكل موجب ودائم وإن كان صغيراً نسبياً. ففي البداية يرتفع بأقل من ١٪ ثم يتزايد ليستقر عند حوالي ٢٪ بداية من السنة الرابعة، وهذا متوافق مع نتيجة التحليل السابق الخاص بالتباين.

وتتضح الصورة أكثر بالنظر إلى الاستجابة المجمعّة للناتج غير النفطي للصدمات الهيكلية للمتغيرات الأخرى، حيث يتم تجميع الاستجابة عبر الزمن الناشئة من الصدمة الهيكلية للمتغيرات.

يعرض الشكل رقم (٤) هذه الاستجابة المجمعّة للناتج غير النفطي. يتضح من الشكل أن الاستجابة المجمعّة للناتج غير النفطي للصدمة الناشئة من الاستثمار الخاص و لتلك الناشئة من الاستهلاك الحكومي صغيرة جداً، وسالبة وقرية من الصفر في حالة الاستثمار الخاص، بينما هي موجبة في حالة الاستهلاك الحكومي. وبالنسبة للمتغيرات الأخرى، فالاستجابة المجمعّة الأكبر للناتج هي للصدمة لمتغير الاستهلاك الخاص بحوالي

٤٠٪ بعد ست فترات، يليه بالأهمية، كما سبق، الاستثمار الحكومي باستجابة مجمعة بحوالي ٣٠٪ بعد ست فترات. واستجابة الناتج المجمعة للصدمة له نفسه تأتي بالترتيب الثالث بحوالي ١٠٪ لنفس الفترة. وأخيراً التأثير المجمع لصدمة لصافي الواردات على الناتج سالب كما سبق وبحوالي ١٠٪.

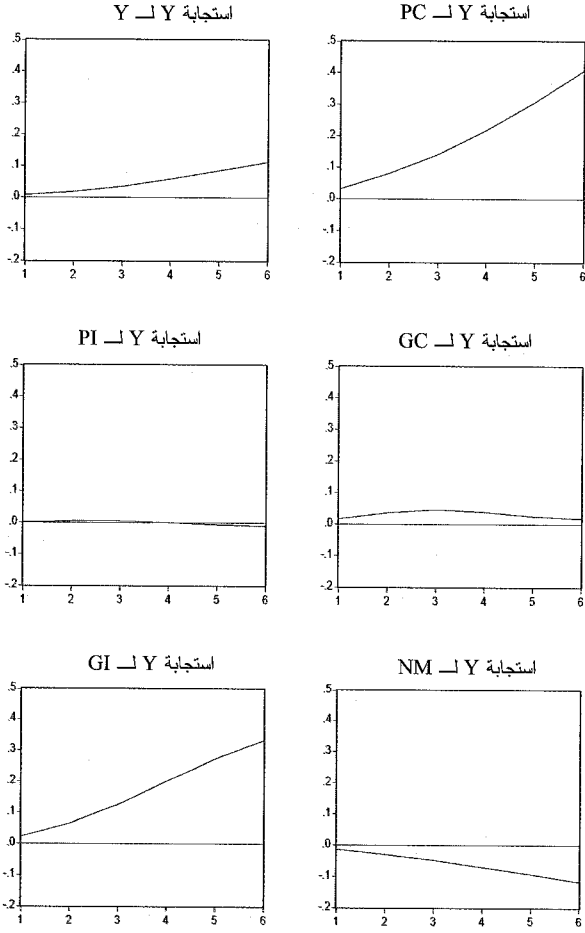
يعرض الشكل رقم (٥) استجابة المتغيرات الأخرى للصدمة الهيكلية لمتغيرات النموذج. من الشكل يلاحظ:

أولاً: كما هو الحال بالنسبة للناتج غير النفطي، 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 للناتج غير النفطي، 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.

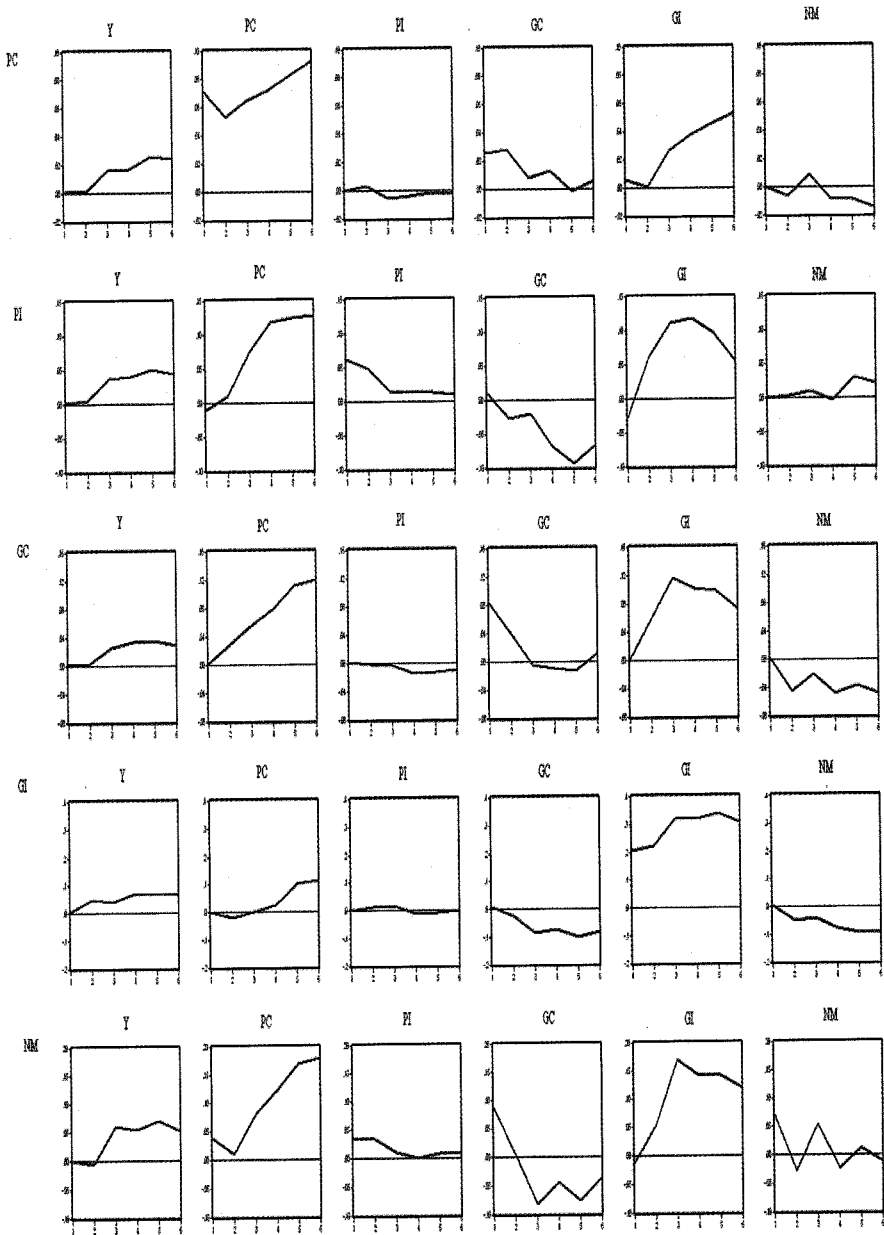
ثانياً: الاستهلاك الخاص والاستهلاك الحكومي يعملان كمكملين لبعضهما، وإن كانت استجابة الأخير لصدمة للأول أكبر منها في الحالة المعاكسة.

ثالثاً: الاستثمار الحكومي يعمل كمكمل للاستثمار الخاص. فالاستثمار الخاص يستجيب في البداية بشكل سريع لصدمة للاستثمار الحكومي ثم بشكل تدريجي، لتتخفض 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 (٤). الاستجابة الجمعة للناتج غير النفطي لصدمة بمقدار انحراف معياري واحد.



الشكل رقم (٥). 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 ١٩٦٣-٢٠٠٤. اتضحت من نتائج التحليل، سواءاً تجزئة التباين أو تحليل دوال نبضات الاستجابة، الأهمية التي يحتلها متغير 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 ٤٩٪ و ٢٤٪ في خطأ التنبؤ للناتج غير النفطي في الأجل القصير، وترتفع اسهاماتهما الى ٥٤٪ و ٣٦٪ 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، انظر [٧]، [٨]، و[٩].

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.^(١٤) 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

(١٤) انظر [١٨] Akkna, and Alhoshan لتفاصيل أكثر حول هذه النقطة.

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 الاقتصادية. 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 علي تنمية الإيرادات الحكومية من مصادر أخرى طريقاً مهماً لعزل التأثير غير المرغوب لتقلبات الإيرادات النفطية على استقرار الإنفاق 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.

المراجع

- Blanchard, Olivier. "Consumption and the Recession of 1990-1991." *American Economic Review*, 83 (1993), 270-274. [١]
- McConnell, Margaret M; Mosser, Patricia C. and Perez-Quiros, Gabriel. "A Decomposition of the Increased Stability of Growth." *Current Issues in Economics and Finance*, 5, No. 13 (September 1999), 1-6, Federal Reserve of New York. [٢]
- McConnell, M. and Perez-Quiros, Gabriel. "Output Fluctuations in the United States: What Has Changed Since the Early 1980s?" *American Economic Review*, 90 (2000), 1464-1476. [٣]
- Irvine, F. Owen and Schuh, Scott. "Inventory Investment and Output Volatility." *International Journal of Production Economics*, 93-94 (January 2005a), 75-86. [٤]
- Irvine, F. Owen and Schuh, Scott. "The Roles of Co-movement and Inventory Investment in the Reduction of Output Volatility." *Federal Reserve Bank of Boston, Working Papers No. 05-9, 2005b.* [٥]
- 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).* [٦]
- Ramaswamy, Ramana, and Christel Rendu, "Japan's Stagnant Nineties: A Vector Autoregression Retrospective", *IMF staff Papers*, Vol.47, No.2, (2000). [٧]
- 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). [٨]
- Dalsgaard, Thomas, Jorgen Elmeskov, and Cyn-young Park, "Ongoing Changes in The Business Cycle Evidence and Causes", SUERF Studies No.20, (2002), SUERF, Vienna. [٩]
- Sims, Christopher, A., "Macroeconomics and Reality" *Econometrics*, 48(1), (1980), PP. 1-47. [١٠]

- Enders, Walter, Applied Econometric Time Series, John Wiley & Sons, Inc, New York, (1995). [١١]
- Hamilton, James D., Time Series Analysis, Princeton University Press, Princeton, (1994). [١٢]
- Johanson, Søren, "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vector in Gaussian Vector Auto-Regressive Models" *Econometrica*, 59, (1991), PP. 1551-80. [١٣]
- Johanson, Søren, Likelihood-Based Inference in Coinegrated Vector Auto-Regressive Models, New York, Oxford University Press, (1995). [١٤]
- Hendry, David F, Dynamic Econometrics, Oxford, Oxford University Press, (1995). [١٥]
- Clements, Michael P, and David F. Hendry, Forecasting Economic Time Series, Cambridge, Cambridge University Press, (1998). [١٦]
- الحوشان، ح.م.، "الإنفاق الحكومي وتأثيره على الإنفاق الاستهلاكي الخاص: طريقة متجه الانحدار الذاتي"، *دراسات اقتصادية: جمعية الاقتصاد السعودية*، المجلد الرابع، ع.٧، (٢٠٠٢)، ٦٧-٣٣. [١٧]
- 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). [١٨]
- مؤسسة النقد العربي السعودي، التقرير السنوي، أعداد متفرقة. [١٩]
- وزارة التخطيط، منجزات خطط التنمية، الإصدار الثامن عشر (١٩٧٠-٢٠٠٠م) [٢٠]

The Dynamic of the Saudi Arabian Non-oil GDP: A Vector Auto-regression Analysis

Hamed M. Alhoshan

Assistant Professor

*Department of Economics, College of Business Administration,
King Saud University*

(Received on 5/1/1427H.; accepted for publication on 1/8/1428H.)

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.

