

نماذج السياسات النقدية والمالية :

مع تطبيق معادلة (St.louis) على الاقتصاد العراقي للمدة (2011-2003)

الأستاذ المساعد الدكتور نبيل مهدي الجنابي

Dr. Nabil Mahdi al-Janabi

جامعة القادسية/ كلية الإدارة والاقتصاد

المستخلص

نمو الناتج المستدام مع معدل تضخم وأسعار صرف مستقرة نسبياً ، هو احد العناصر المهمة لأي سياسة استقرار اقتصادي. ومن اجل تحقيق هذا الهدف للسياسة، هناك خياران بديلان ؛ السياسة النقدية والسياسة المالية .. هذه الورقة تبحث في الأهمية النسبية للسياسات النقدية والمالية على نمو الناتج الحقيقي غير النفطي، باستخدام نموذج متجه الانحدار الذاتي الهيكلي غير المقيد (SVAR) وتطبيق معادلة (St.louis) وحساب تحليل التباين (VDCs) ودالة الاستجابة الفورية (IFC) وللمدة (٢٠٠٣-٢٠١١) بيانات فصلية .

Abstract

Sustainable output growth with the rate of inflation and exchange rates relatively stable, is one of the important elements of any policy, economic stability. In order to achieve this objective of the policy, there are two options alternatives; monetary policy and fiscal policy. This paper investigates the relative importance of monetary and fiscal policies in altering non oil real output of Iraq. An unrestricted vector autoregressions (SVAR) framework , based on the St.Louis equation , is used to compute Variance Decompositions (VDCs) and impulse response functions (IRFs) . (IRFs) derived from the model (SVAR), and for the period (2003 -2011) quarterly data.

المقدمة

نمو الناتج المستدام مع معدل تضخم وأسعار صرف مستقرة نسبياً، هو احد العناصر المهمة لأي سياسة استقرار اقتصادي. ومن اجل تحقيق هذا الهدف للسياسة، هناك خياران بديلان؛ السياسة النقدية والسياسة المالية. ويحاول هذا البحث دراسة الفاعلية النسبية لهاتين السياستين على نمو الناتج الحقيقي معبراً عن النشاط الاقتصادي. وتنقسم آراء الاقتصاديين فيما يتعلق بفاعلية سياسات الطلب الكلي في تحقيق الاستقرار الاقتصادي إلى اتجاهين: الأول؛ النقديون ويؤمنون بإجراءات السياسة النقدية وفعاليتها، ويرون أن السياسة النقدية أكبر تأثيراً من السياسة المالية في تحقيق الأهداف الاقتصادية في كثير من الأحيان ورواده؛

(Milton Friedman and Meiselman ,1963) (Anderson and Jordan, 1968) (Carlson, 1978).

مستخدمين معادلة (St.louis) لدعم حجته. وتبنى فلسفة النقديين على فكرة اتخاذ التدابير التي تمكن السلطة النقدية من ضبط التوسيع النقدي ليتوافق مع حاجة المتعاملين في الاقتصاد وان يكون ذلك التوافق تماماً على قدر الإمكان وذلك لان النقديين لا يختلفون في إذا لم يكن التوافق تماماً، فان

العلاقات الاقتصادية تضطرب بقدر تقصانه ومن ذلك المنطق يهتم الاتجاه الأول بدراسة دالة الطلب على النقود (Money demand function) والتي يمكن الاستدلال بها على مدى توافق المعروض النقدي من ناحية والطلب النقدي من ناحية أخرى. أما الاتجاه الثاني؛ المليون راندهم (Keynes,1964) يرون أن السياسة المالية أكثر أهمية، والإنفاق الحكومي له اليد الطولى في توجيه الاقتصاد.

بعض الاقتصاديين أمثال (Stein,1980) و (Ahmed et al.,1984) شككوا في صحة استخدام معادلة (St.Louis) لأسباب مختلفة، أهمها: (1) هي معادلة شكل مختزل (Reduced form) ومتغيرات السياسة الاقتصادية (عرض النقد والإنفاق الحكومي) المتضمنة في المعادلة إحصائياً ليست متغيرات خارجية (Exogenous).

(2) تعاني من أخطاء في التوصيف (Specification errors) لإغفالها متغيرات ذات علاقة في معادلة الانحدار (على سبيل المثال، سعر الصرف ومعدل الفائدة) (3) تستند على نموذج توزيع (Almon,1965) للتباطؤ الزمني، الذي يعاني من عدة مشاكل وانتقادات (Thomas,J.J,1977,pp 175-) (193). ولأسباب أعلاه فإن النتائج المتحققة من المعادلة، يمكن أن تكون متحيزة (Biased) وغير متسقة (Inconsistent).

ويستخدم هذا البحث نموذج (SVAR) متجهة الانحدار الذاتي الهيكلي (Structure's Vector auto-regressions) والذي يحل مشكلة (Endogenously) لأنه يفترض جميع المتغيرات في النظام متغيرات داخلية، فضلاً عن إدراج متغيراً (سعر الصرف ومعدل الفائدة) لمعالجة مشكلة حذف متغيرات مهمة و تحجيم الانتقاد الموجه للمعادلة (St.Louis) كونها معادلة لاقتصاد مغلق. وهو أول بحث يتناول هذا المنهج ويطبقه على بيانات الاقتصاد العراقي.

مشكلة البحث

قبل نهاية عام ٢٠٠٣، كانت السياسة النقدية توصف بالسياسة التابعة (Independent) والمسيرة (Subservient) للسياسة المالية. فالبنك المركزي العراقي كان أشبه بموظف لدى وزارة المالية، يتبع ويساير الاتجاهات العامة للسياسة المالية التوسعية لكي يواكب وضع الاقتصاد العراقي المتسم باختلال هيكله في أغلب أن لم يكن في جميع قطاعاته. ولم تكن السياسة النقدية سوى أداة بيد الحكومة، وعرض النقد لم يكن إلا مصدر من مصادر التمويل للموازنة العامة. مما أدى إلى زيادة عرض النقد وبمعدلات مرتفعة زاد من تشوهات الاقتصاد وأدى إلى انهيار الدينار العراقي إزاء العملات الأجنبية.

ولكن حتمية التحولات السياسية والاقتصادية التي جرت في العراق في نهاية العام انف الذكر باتجاه تبني آليات اقتصاد السوق والانفتاح على العالم الخارجي، كأدوات مهمة نحو تحريك عجلة التنمية الاقتصادية، و منح البنك المركزي العراقي استقلالية في تسيير أدواته النقدية لتحقيق أهدافه

بموجب قانونه الجديد رقم (٥٦) لعام ٢٠٠٤ . اقتضى بموجبه قيام البنك المركزي بمواكبة تلك التطورات من خلال التحول نحو الأدوات النقدية غير المباشرة. هذه التحولات أظهرت سمات أخرى لطبيعة العلاقة بين السياستين النقدية والمالية ، تركزت في المهام والأهداف والآثار المرتبه لكل منهما على النمو الاقتصادي.

هدف البحث

تحليل وقياس التأثير النسبي للسياستين النقدية والمالية على نمو الناتج الحقيقي غير النفطي في العراق وسلوك الناتج بسبب الصدمات الهيكلية للسياستين، باستخدام معادلة (St.louis) ومحاولة تقديرها بنماذج قياسية كلية (Marco econometric models) .

فرضية البحث

إن السياسة النقدية: أكبر وأكثر قابلية على التنبؤ وأسرع من السياسة المالية في التأثير على نمو الناتج الحقيقي غير النفطي في العراق .

واستخدم نموذج الانحدار الديناميكي (Dynamic Regression) والنماذج والاختبارات القياسية الحديثة لتحليل السلاسل الزمنية (Time series) و تحليل التباين (VDCs) و دالة الاستجابة الفورية (IRFs) المشتقة من نموذج (SVAR) ، و باستخدام برمجيات (E-views:5.1) ، وللمدة (2011-2003) بيانات فصلية (ربعيه) للناتج المحلي الإجمالي غير النفطي وعرض النقود بالمفهوم الواسع والإنفاق الحكومي ومعدل فائدة السياسة النقدية، فضلاً عن سعر صرف الدينار العراقي مقابل الدولار، تم تعديلها بالأسعار الثابتة بالاستناد إلى الرقم القياسي لأسعار المستهلك (Cpi)، لاختبار فرضية البحث . ولعدم توافر للناتج المحلي الإجمالي غير النفطي إلا البيانات السنوية، لذا فقد تم تحويل البيانات السنوية إلى بيانات فصلية باستخدام طريقة التمديد الداخلي (الاستكمال) (Interpolation) والمقترحة من قبل (Khan and Goldstein, 19٧٦) ، ولهذا التحويل ما يبرره .

(1) إذ يتم إجراء تحليل السلاسل الزمنية باستخدام بيانات أكثر .ومن المعروف أن هذه الاختبارات تتطلب أن تكون البيانات المستخدمة كبيرة ، و يتم فقد عدد من درجات الحرية لغرض إدخال الفجوات الزمنية الملائمة.

(2) إن وجود بيانات أكثر يعطي مصداقية أكبر للناتج التي يتم الحصول عليها ، وهذا ما يعزز أيضاً مصداقية ما يبني على هذه النتائج من استنتاجات .

وللوصول إلى هدف البحث فقد قسم إلى ثلاث أقسام رئيسة ومقدمة وخاتمة، تناول القسم الأول؛ الإطار النظري بينما خصص الثاني لبعض ملامح المتغيرات النقدية والمالية في العراق، بينما خصص القسم الأخير إلى نموذج الدراسة والجانب التطبيقي، وأخيراً توصل البحث إلى جملة من الاستنتاجات والتوصيات.

أولاً. الجانب النظري

١. الجدل الفكري حول فعالية سياسات الاقتصاد الكلي

في أوائل الخمسينات، كان يبدو أن الفكر الكينزي هو القاعدة الأساس في الاقتصاد. وجاءت المعارضة لهذه الأفكار بعملية إعادة صياغة الأفكار الرئيسة للنظرية الكلاسيكية على يد (Milton Friedman) من جامعة شيكاغو، وشكل مجموعة من الاقتصاديين سميت بـ (النقوديون) (Monetarism) أو (مدرسة شيكاغو) مع تحالفهم مع الكلاسيكيين الجدد (Rational Expectations). ولا يرى النقوديون حاجة لنظرية اقتصادية جديدة تستند على الطلب الكلي، وان الأسعار النسبية والنتائج يمكن أن تفسر تماما من خلال نظرية العرض والطلب، مع (ربما) مساعدة بسيطة من نظرية الاحتكار. وتركت المستوى العام للأسعار يتم شرحه من خلال نظرية كمية النقود، وان معالجة (Keynes) لحالة الكساد الكبير اضعف الدور الهام للنقود، وكان يمكن معالجته بقوة من خلال المتغيرات النقدية. القضية الرئيسة التي يثيرها النقوديون، أن اقتصاديات العرض والطلب لم تترك أي دور للسياسة المالية والطلب الكلي على الإطلاق، ولذا لم يعترضوا على هذا الجانب من التفكير الكينزي، ولكنهم رفضوا المعالجة. وكان بإمكان السياسة الحكومية أن تؤثر على الناتج من خلال التغييرات في الرصيد النقدي، ومن خلال السياسة النقدية.

الكينزيون يميلون لصالح السياسة المالية أكثر من السياسة النقدية كوسيلة للتأثير على الاستخدام والناتج. وقد يظن القارئ أن يأخذ النقوديون الجانب المعاكس، أي تفضيل السياسة النقدية. صحيح اعتقادهم بان النقود لها أثر قوي نسبيا على الاقتصاد، لكن يرون أن لها أثر سيئ إلى حد كبير نسبياً، مقابل أثرها الجيد. إذ شكك النقوديون بإمكانية تصرف الحكومة بسرعة ودقة كافية في توجيه السياسة النقدية بكفاءة. وموقفهم من الدور الاقتصادي للحكومة: أن على الحكومة عدم التأثير أو محاولة التأثير على الطلب الكلي على الإطلاق، وان السياسة المالية وهم ينبغي تجنبها، أما عرض النقود فتحكمه قاعدة (Role) بسيطة " السماح لعرض النقود بالزيادة بمعدل ثابت تقريباً، مكافئ على المدى الطويل لمعدل نمو الناتج، وسيحقق النمو المتوازن".

وهناك أسباب لأرائهم في هذا الجانب أهمها:

(1) تكون للتغييرات في عرض النقود اثر قوي نسبياً، غير انه لا يأتي على الفور، وإنما مع تباطؤ زمني.

(2) التباطؤ طويل ومتغير، بعبارة أخرى، يمكن أن يأتي بعد ستة أشهر من التغييرات في عرض النقود، أو قد يصل إلى سنتين أو ما بينهما.

(3) في وقت تأثير السياسة النقدية - بسبب التباطؤ - قد تتغير الظروف الاقتصادية، مما يحتمل أن يجعل أثرها الأمور أكثر سوءاً، من جعلها أفضل. ويتفق الكينزيون على أن تباطؤ السياسة النقدية طويل ولا يمكن التنبؤ بها. ولكن توصلوا إلى نتيجة مختلفة، " أن تعتمد الحكومة على السياسة المالية

بدلاً من السياسة النقدية، إذ أن السياسة المالية أكثر قابلية على التنبؤ، " وهناك فرصة على الأقل، بان يكون التباطؤ عموماً أقصر. بعض النقوديين برروا ذلك بان السياسة النقدية تعالج مشكلة التباطؤ في تنفيذ السياسة المالية الذي يكون طويلاً جداً ولا يمكن التنبؤ بها

2. الدراسات السابقة

كان لهيمنة النظرية العامة في الاستخدام والفائدة والنقود على الفكر الاقتصادي آنذاك، دعم بشكل واسع مصداقية السياسة المالية، كونها السياسة الأكثر فاعلية، وتلتها بعض الدراسات الجديرة بالاهتمام كدراسة (Leeuw et al., 1969) و (Schmidt and Waud, 1973) و (Blinder and Solou, 1974). والتي أرست الأساس النظري والأرضية العملية لفعالية السياسة المالية. وابتداءً من أواخر الستينات، ومن ملاحظة (Gramlich, 1971) و فشل سياسة فرض ضريبة إضافية (surtax policy - 1969)، مهد أرضية جديدة لهجوم النقوديين، مدعين أن السياسة المالية لها تأثير ضئيل على الطلب الكلي، وان السياسة النقدية أكثر أهمية لدى الأغلبية.

وفيما يتعلق بالعلاقة بين النقود والناتج، لا تزال الدراسة الرائدة لكل من (Milton Friedman and Schwartz, 1963)، الأكثر أهمية وتأثيراً في الأطروحات النظرية حول السياسة النقدية. وتبين الدراسة المذكورة " أن التغيير في معدل النمو النقدي سبب في التغيير في معدل النمو الحقيقي للنشاط الاقتصادي. ومع ذلك، بعض الاقتصاديين، أمثال (Tobin, 1970) و (Benjamin Friedman and Kuttner, 1992) ، عارضوا نتائج الدراسة، وبيّنوا بأنها يمكن أن تكون مضللة.

أعاد كل من (Benjamin F., Kuttner, 1992) اختبار الأدلة التجريبية لمدة مابعد الحرب العالمية الثانية لطبيعة العلاقة بين النقود والدخل (Income) باستخدام أسلوب تحليل السلاسل الزمنية خلال الثمانينات لبيانات الاقتصاد الأمريكي، وكانت النتائج لا تشير إلى وجود علاقة وثيقة أو ذات مصداقية بين النقود والدخل، مع ذلك تم العثور على علاقة واحدة قوية وذات معنوية إحصائية بين الأوراق التجارية وحالات الخزينة، والتي تعكس معلومات مهمة جداً عن تحركات الدخل الحقيقي. والنتيجة الختامية للدراسة، أعربا عن قلقهم من استخدام العلاقة بين النقود والدخل كهدف وسيط لسياسة البنك الاحتياطي الفيدرالي، بسبب استمرار تغير العلاقة بين هدف السياسة ونتائجها.

دراسة (Gramlich, 1971) تستعرض العديد من الدراسات المهمة حول الجدول بين فاعلية السياسة النقدية والمالية، وتشير إلى أن دراسة (Friedman and Messelman, 1963) أعطت أكثر علاقة مستقرة وذات دالة إحصائية للعلاقة بين النقود والناتج من العلاقة بين الناتج والإنفاق المستقل.

وعندما كان كل من (Andersen and Jordan, 1968) يعملان في بنك الاحتياطي الفيدرالي في (St. Louis) طوراً نموذج كلي هيكلية (نموذج النقوديين) لدالة الطلب الكلي والمكون من (11) إحدى عشر معادلة سلوكية، واختباراً أداء السياسة النقدية والمالية وباستخدام معادلة (St. Louis) الشكل المختزل للنموذج، وكانت النتائج على النحو الآتي :

$$Y_t = 2.65 + \sum_{i=0}^4 \beta_{1i} M^*_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \beta_{2i} G^*_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\sum m = 1.127(6.40)$$

$$\sum g = 0.010(0.14)$$

إذ تعكس العلامة (.) على المتغيرين ، معدل النمو للأنفاق الحكومي (G) و عرض النقود (M)، وباستخدام نموذج توزيع (Almon) للتباطؤ الزمني ولأربعة فترات إبطاء للمتغيرين، وتوصلا أن السياسة النقدية اكبر وأكثر قابلية على التنبؤ وأسرع تأثيراً على النشاط الاقتصادي .

عرض (Gramlich, 1971) أيضاً نتائج عدد من الدراسات الأخرى من الجانب المعارض (الكينزيون) كدراسة (Ando and Modigliani, 1965) و (DePrano and Mayer, 1965)، ومع ذلك في دراسته، أكد على تأثير كل من السياسة النقدية والمالية على مستوى النشاط الاقتصادي الحقيقي، مع إشارة إلى أن السياسة النقدية أكبر تأثيراً .

دراسة (Benjamin Friedman) أنفة الذكر استخدمت معادلة (St.louis) وادعى أن المعادلة تعترف لأن بفاعلية السياسة المالية في التأثير على النشاط الاقتصادي الحقيقي.

ورداً على ادعاء (Benjamin , 1977) ، أعاد (Carlson, 1978) تقدير المعادلة وتوصل أن المعادلة المستخدمة من قبل (Benjamin,1977) تعاني من مشكلة عدم تجانس التباين Heteroscedasticity (problem) وعند معالجة هذه المشكلة إحصائياً وإعادة التقدير بشكل صحيح، في النتائج تشير إلى السياسة النقدية فقط لها تأثير كبير على النشاط الاقتصادي الحقيقي، ولم يجد أي تأثير للسياسة المالية.

دراسة (Bernanke and Blinder,1989) شددت على مسألة التباطؤ الزمني في تقييم السياسة الاقتصادية. وأشار إلى أن على الرغم من تغييرات السياسة النقدية قد تؤثر على عرض النقود على الفور، فإنها تأخذ عدة أشهر لتنتقل الآثار إلى الناتج الحقيقي.

دراسة (Kretzmer,1992) استخدمت اختبار السببية وتحليل التباين ودالة الاستجابة الفورية لاختبار وجهات نظر النقوديين والكينزيين حول فعالية سياسات الطلب الكلي. ووجدت فعالية السياسة النقدية تميل إلى التدهور مع مرور الوقت.

دراسة (Bernanke and Mihov,1998) أشارت إلى الغموض الذي يكتنف اثر إجراءات السياسة النقدية للبنك المركزي على النشاط الاقتصادي. لعدم وجود توافق عام في الآراء حول كيفية قياس حجم واتجاه التغييرات في السياسة النقدية . وباستخدام نموذج (VAR) ، خلصت الدراسة إلى " ...لا يوجد أي قياس بسيط للسياسة غير مناسبة للمدة (١٩٦٥-١٩٩٦) بأكملها... ولذلك فإنه لم يعد مقبولاً تفسير التغييرات في الإجماليات النقدية سببت عن طريق التغييرات في عرض النقود".

دراسة (Serletis and Koustar, 1998) استخدمت نموذج (VAR) والفروق الأولى لمتغير النقود وإقيام الناتج السابقة، ووجدت دعم لحياضية النقود في الأجل الطويل في كل البلدان الصناعية المتقدمة ضمن عينة الدراسة .

أما في البلدان النامية، هناك دراسات عن أفريقيا واسبيا وأمريكا اللاتينية، وباستخدام نموذج المعادلة المنفردة (St.louis) ، لكن عددها قليل مقارنة بالبلدان المتقدمة، ونتائجها مختلفة، تارة لصالح السياسة النقدية وأخرى تدعم فعالية السياسة المالية من احدث هذه الدراسات :

دراسة (Anvar Khosravi and Mohammad Sharif, 2010) للمدة (1960-2006) بيانات سنوية عن الاقتصاد الإيراني. وباستخدام نموذج (ARDL) للتكامل المشترك (Co integration)، وتشير النتائج إلى فعالية السياسة المالية فقط في التأثير على النمو الاقتصادي

دراسة (Mohammed et al , 2009) عن خمسة بلدان من (ASEAN) للمدة (1974-2008) بيانات سنوية وباستخدام نموذج تصحيح الخطأ المشتق من نموذج (VAR) والنتائج عكست فعالية السياسة المالية في كل من (تايلاند ، الفلبين ، ماليزيا)، في حين كانت السياسة النقدية أكبر فاعلية في سنغافورة واندونيسيا.

دراسة (Virgilio M. Ta H. , 2009) عن الاقتصاد الفلبيني للمدة (1983-2007) ، باستخدام نموذج (FDL) لحساب القوة النسبية (Relative strengths) للسياستين. وكانت النتيجة النهائية : ضعف فاعلية السياسة المالية وقوه تأثير السياسة النقدية على نمو الناتج الحقيقي .

دراسة (كامل علاوي، 2008) للمدة (1980-2001) بيانات سنوية عن الاقتصاد العراقي وباستخدام معادلة (St. Louis) ومتغيرات الدراسة: الناتج المحلي الإجمالي (GDP) وعرض النقود (M1) والموازنة العامة (R-G) وبالأسعار الجارية مع تطبيق نموذج (Almon) للتباطؤ الزمني ، وكانت النتائج :

$$GDP=18088-0.158M1_t-0.073M1_{t-1}+0.356M1_{t-2}-0.239M1_{t-1}.....(2)$$

الأثر الكلي = - ٠.١١٤

$$GDP=18088-0.117(R-G)_t-0.156(R-G)_{t-1}+0.239(R-G)_{t-2}+0.252(R-G)_{t-3}.....(3)$$

الأثر الكلي = ٠.٢١٨

ويلاحظ من المعادلة الأولى بان تأثير عرض النقود جاء سالبا w في السنة التي يتم الإصدار فيها والسنة اللاحقة وموجبا" في السنة الثانية بعدها يكون سالبا وكان في مجمله سالبا إذ بلغ (-٠.١١٤). أما فيما يتعلق بالموازنة العامة فقد كان تأثيرها سالبا في المديتين الأولى ليتحول إلى موجب وكان في مجمله موجبا. وترى الدراسة أن التأثير السلبي لعرض النقد والموازنة على الناتج إلى فترات الإبطاء لعمل هاتين السياستين. كما أن التأثير الموجب للموازنة العامة يعود إلى أن مصدر تمويل الإنفاق العام يعود إلى إيرادات النفط وليس إلى الاقتطاعات الضريبية . والنتيجة النهائية : أن تأثير السياسة المالية أقوى من تأثير السياسة النقدية على النشاط الاقتصادي من

خلال الإشارة الموجب لمجموع معلماتها في حين ، أن السياسة النقدية كانت ذا تأثير سالب واقل من المالية .

دراسة (حسين العمر، 2008) عن الأثر النسبي لكل من الإنفاق الحكومي وعرض النقود على الناتج المحلي غير النفطي في الكويت خلال المدة (١٩٧٠-٢٠٠٢) ببيانات سنوية، باستخدام نموذج (VAR) وثلاث متغيرات المذكورة في أعلاه. وتشير النتائج إلى أن الإنفاق الحكومي في الكويت أكثر فاعلية من عرض النقود ، مع وجود مجال للأخير للتأثير على مجريات النشاط الاقتصادي . وترى الدراسة أنها نتيجة متوقعة بناء على طبيعة الاقتصاد الكويتي وسياسة سعر الصرف المتبعة (سعر صرف ثابت) .

دراسة (Yu Hsin, 2005) للمدة (1959-2001) عن فنزويلا ، وباستخدام نموذج (GRACH) لاختبار أي من المتغيرات النقدية والمالية تؤثر على الناتج الحقيقي، وتوصلت بوجود اثر ايجابي لكل من عرض النقود وسعر الفائدة على الناتج.

دراسة (Md. Habibur Rahman, 2005) اختبرت الفاعلية النسبية للسياستين المالية والنقدية على الناتج الحقيقي في بنغلادش للمدة (1975-2001) باستخدام نموذج تصحيح الخطأ المشتق من نموذج (VAR) ودالة الاستجابة وتحليل التباين، وكانت النتائج تشير إلى أن السياسة النقدية اكبر وأسرع في التأثير على الناتج الحقيقي .

دراسة (Ajisafe,R. and Folorunso.B., 2002) تقيس اثر السياستين المالية والنقدية على الناتج الحقيقي في نيجيريا ، للمدة (١٩٧٠-١٩٩٨) وباستخدام التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ، والنتيجة الختامية تشير إلى أن السياسة النقدية اكبر تأثيراً على النشاط الاقتصادي الحقيقي في نيجيريا .

دراسة (Talib Awad and Saif Alsowaidi , 2000) عن فعالية السياسة النقدية والمالية في قطر وباستخدام معادلة (St.louis) للمدة (1970-1998) ببيانات سنوية ويتطبيق نموذج (Almon) للتباطؤ الزمني ، وتوصلت الدراسة أن اثر السياسة المالية أقوى بكثير ، إذ بلغ الأثر (0.65) مقارنة بالسياسة النقدية (0.21) .

وتتميز الدراسة الحالية عن باقي الدراسات السابقة عن العراق وباقي البلدان النامية الأخرى بالاتي :

(١) تتجاوز نقائص معادلة (st.louis) فيما يتعلق بحذف متغيرات مهمة واقتصاد مغلق من خلال إضافة متغيراً سعر الفائدة وسعر الصرف فضلاً عن مؤشر أسعار المستهلك إلى المعادلة الأصلية لتصبح ست متغيرات بدلا من ثلاث متغيرات.

(٢) البيانات المستخدمة في هذه الدراسة أكثر حداثة وأكثر منطقية (تباطؤ السياستين) مع استخدام معادلة (St.louis) (بيانات فصلية) .

(3) إن البيانات المستخدمة عن متغيرات الدراسة حقيقية وليست اسمية مما يعطي إمكانية تقدير كفاء للفاعلية النسبية للسياستين.

(٤) يستخدم البحث نموذج (SVAR) المقدم من قبل (Perotti and Blanchard,2002,p132-138) وهي من النماذج الحديثة التي تعتمد في تحديد صدمات السياسة النقدية والمالية على استغلال المعلومات الخاصة بمرونة المتغيرات النقدية والمالية نسبة لبقية المتغيرات الاقتصادية الأخرى ووسع هذا النموذج فيما يخص بصدمات السياسة المالية في الدراسات الحديثة وأشهرها دراسة (Perotti,2005) . فيما أن اغلب الدراسات الحديثة السابقة التي تناولت موضوع البحث، تستخدم نموذج (VARs) لـ (Sims,1980) الذي يعتمد في تحديد الصدمات على النموذج التكراري (Recursive approach).

ثانياً. بعض ملامح المتغيرات النقدية والمالية في العراق

لا يزال الاقتصاد العراقي يعاني من مشكلة أساسية تتمثل بالاختلال الهيكلي لصالح القطاع النفطي، وانعكاس التغيرات في هذا القطاع على جميع القطاعات الاقتصادية الأخرى، نظراً لاعتماد هذه القطاعات كلياً على عوائد الصادرات النفطية، إذ يساهم النفط في توفير الإيرادات بنسبة لا تقل عن (٩٥%)، فضلاً عن تدهور إنتاجية قطاعاته الاقتصادية لا سيما الزراعية والصناعية ووجود حالة التضخم الركودي بمؤشراتها العالية لكل من التضخم والبطالة .

وقد ركزت الخطوط العامة للسياسة الاقتصادية على تحقيق حالة الاستقرار الاقتصادي التي تتضمن ثلاثة أهداف رئيسية تتمثل بتحقيق معدل نمو في الناتج المحلي الأجمالي وخفض معدلات التضخم وتحقيق حالة الرفاهية الاجتماعية من خلال محاربة الفقر والبطالة وزيادة دخل الفرد بما يؤمن له مستوى معاشي أفضل.

وتعد السياسة المالية والنقدية من أهم السياسات الاقتصادية وأكثرها تأثيراً على الاقتصاد بالرغم من اختلاف الاقتصاديين حول أيهما أكثر تأثيراً وفاعلية في النشاط الاقتصادي. وتاريخياً شهد الاقتصاد العراقي تطورات عديدة نتيجة للظروف والأوضاع التي عكستها المتغيرات السياسية والاقتصادية والدولية والإقليمية على الاقتصاد العراقي، في بداية الثمانينيات كانت الحرب العراقية - الإيرانية التي استنزفت معظم الموارد المالية والمادية والبشرية وفي مطلع التسعينيات كانت حرب الخليج الثانية، حرباً دمرت معظم البنى الأرتكازية وتعرضت إلى عقوبات اقتصادية شملت جميع مجالات الحياة واستمرت الحال لغاية التغيير.

و يمر الاقتصاد العراقي الآن بمرحلة انتقالية تتطلب منه السعي الحثيث نحو تأمين الاستقرار السياسي وزيادة النمو الاقتصادي وسيتم تناول مؤشرات كل من السياسة النقدية والمالية كلاً على حدة ضمن هذه الفقرة .

1. مؤشرات السياسة النقدية بعد عام 2003

ظل دور السياسة النقدية في العراق لغاية عام ٢٠٠٣ في العراق منحسراً، ويقتصر في توفير ما تتطلبه عملية الأنفاق التوسعية لا سيما بعد تراجع عوائد الصادرات النفطية بسبب الحروب والعقوبات الاقتصادية المفروضة عليه، وبعد عام ٢٠٠٣ شهد البنك المركزي استقلالية تامة في أدواته المباشرة وغير المباشرة لا سيما بعد صدور القانون رقم (٥٦) لسنة ٢٠٠٤ .

أن استقلالية السياسة النقدية كما نص عليها القانون تكمن أهميتها في تفعيل قوى السوق وإلغاء الاعتماد الحكومي في التمويل لمواجهة العجز في الميزانية واتخاذ السلطة النقدية عدداً من الإجراءات والخطوات المهمة على الصعيد النقدي بهدف تحقيق الاستقرار الاقتصادي والمالي، فضلاً عن ألمحافظه على استقرار الأسعار في الأسواق المحلية.

أن السلطة النقدية تعمل وفق رؤيا مفادها أن الاستقرار النقدي والمالي هو حاضنة النمو الاقتصادي المرغوب فيه، وقد واجهتها تحديات كبيرة لا سيما في ظل الوضع الأمني غير المستقر والذي أثر بشكل ملحوظ على سرعة وفاعلية الأدوات المستخدمة والآليات التي تم اتخاذها في إطار عملية تحقيق الاستقرار النقدي والمالي والنهوض بالتنمية على نحو متسارع وأحداث تحسن جوهرية في مستوى المعيشة إذ أخذ البنك المركزي عدة إجراءات فنية وتنظيمية وتشريعية وقانونية وفق متطلبات المرحلة الجديدة، وقد اعتمدت السياسة النقدية في العراق عبر فلسفتها الحالية ما يسمى بالقواعد القائمة على المعلوماتية أو الأشارتية لتوليد الاستقرار في السوق المالي وهو منهج جديد بديل عن التدخل المباشر في تلك السوق، فيطلق من مؤشر معدل فائدة البنك أو ما يسمى بمعدل فائدة السياسة النقدية. بدأ في ٢٦ كانون ثاني ٢٠٠٥ بمعدل ٦% تم رفعه إلى ١٢% في تموز من العام نفسه ثم إلى ١٦% في تشرين الثاني وأستقر على ٢٠% في عام ٢٠٠٧ ، وترى السلطة النقدية أن رفع معدل الفائدة للسياسة هو أداة غير مباشرة للوصول إلى معدلات فائدة توازنية تقلص الفجوة بين إنتاجية الاستثمار والعائد على الادخار لاسيما عندما يحصل المستثمر على عائد حقيقي فضلاً عن تغييرات هامش التضخم لاسيما السلع والخدمات (مظهر صالح : ٢٠٠٧ ، ص ١٢) وكأجراء كفيل للحد من الظاهرة التضخمية التي يعاني منها الاقتصاد العراقي الناجمة من تقلب أوضاع القطاع الحقيقي في الاقتصاد الكلي، نتيجة تدني مرونة ذلك القطاع في الاستجابة إلى ضغوط الطلب الكلي بما في ذلك المؤشرات العالية التي بلغت مستويات الأنفاق في الموازنة العامة الاتحادية. وقد أدت هذه السياسة إلى تثبيط الاستثمار الخاص وحدثت ظاهرة الركود التضخمي ، جعل البنك المركزي من إعادة حساباته ويدا بتخفيض سعر فائدة السياسة النقدية في عام ٢٠٠٨ إلى ١٩-١٧-١٦% وبمعدل متوسط للعام بلغ ١٤% واستمر في سياسة التخفيض عام ٢٠٠٩ إلى ١١-٩-٧% وبمعدل متوسط للعام بلغ ١٣,٦% و ٧-٦% للعامين التاليين واستقر عند ٦% . ويمكن الاستدلال على ملامح بعض المؤشرات النقدية من الجدول أدناه :

الجدول (١) تطور مؤشرات الناتج المحلي الإجمالي والمتغيرات النقدية بالأسعار الثابتة للمدة (٢٠٠٣-٢٠١١)

السنة	ناتج إجمالي غيرنفطي	عرض النقود الواسع	معدل التضخم %	سعر فائدة %	سعر صرف مزاد البنك المركزي
٢٠٠٣	١٣٠٧٣,٣	٦٢٩٤	٣٢,٦	٦	١٩٣٦
٢٠٠٤	٢١٨١٨,٤	١٠١٤٩	٢٧	٦	١٤٥٣
٢٠٠٥	٢٥١١٩,٢	١٤٦٨٤	٣٧	٧	١٤٧٢
٢٠٠٦	٣٤٥٢٣,٩	٢١٠٨٠	٥٣	١٦	١٤٧٥
٢٠٠٧	٣٩٩٤٩,٦	٢٦٩٥٦	٣٠,٥	٢٠	١٢٦٧
٢٠٠٨	53563.4	٣٤٩٢٠	٢٥,٧	١٤	١١٧٢
٢٠٠٩	41756.1	٤٥٤٣٨	٢٤,٥	١٣,٦	١١٧١
٢٠١٠	55233.7	٥٥٢١٤	٢٤	٦,٥	١١٧٠
٢٠١١	64976.4	٥٦٣١٢	٢٣,٧	٦	١١٧٠
م.ك	%4.9				

Resouse: IMF, Report country, Iraq , 2006,2008,2010,2011

-البنك المركزي العراقي، المديرية العامة للإحصاء، قسم الإحصاءات الداخلية

ومنه يتضح أن مستوى الناتج المحلي الإجمالي غير النفطي بالأسعار الثابتة (١٠٠ = ١٩٩٣) في عام ٢٠٠٣ كان يساوي (١٣٠٧٣,٣) مليون دينار، بسبب الظروف التي مر بها البلد في هذا العام، ثم ارتفع إلى (٢١٨١٨,٤) عام ٢٠٠٤ وأستمر الناتج المحلي بالتحسن النسبي حتى بلغ (55233.7) مليون دينار عام ٢٠١٠. وكان معدل النمو السنوي المركب طول المدة يساوي (٤.٩%) ولا بد من الإشارة هنا إلى أن معدلات التغيير السنوي ومعدل النمو المركب يعود جزء منها إلى الزيادة المتحققة في أسعار النفط في السنوات الأخيرة عما كانت عليه سابقا وليس التحسن في الطاقات الإنتاجية . ويبدو أن محاولة البنك المركزي في إنعاش العملة المحلية ورفع سعر صرفها مقابل الدولار خلال هذه المدة قد أتت أكلها إذ بلغ سعر الصرف الدينار مقابل الدولار (١١٧٠) عام ٢٠١١ بعد أن كانت (١٩٣٦) دينار عام ٢٠٠٣. وهذه العملية حصلت بعد استبدال العملة القديمة بأخرى جديدة في نهاية عام ٢٠٠٣ وما ولده من ثقة بين المواطنين للتعامل بها ، هذا فضلا عن قيام البنك المركزي - مزاد يومي- بطرح كميات من الدولار في السوق النقدية للعمل على زيادة عرض العملة الأجنبية من جهة وتقليل عرض العملة المحلية التي تحسن الطلب عليها من جهة أخرى.

هذا وقد بلغت السيولة المحلية إلى الناتج المحلي الإجمالي %٢٢.٤ عام ٢٠٠٨ مقابل %٢٤.٢ للعام السابق، وبذلك تقلصت الفجوة القائمة بين معدل التوسع النقدي من جهة ومعدل النمو الاقتصادي من جهة أخرى ، والتي تمثلت في تراجع الرقم القياسي لأسعار المستهلك (كمؤشر للتضخم الأساس الذي تعتمده السياسة النقدية من %١٢.٣ عام ٢٠٠٧ إلى %١١.٧ عام ٢٠٠٨ وهذا يعني الاتجاه نحو الاستقرار النقدي كلما تقلصت الفجوة إلى حدودها الدنيا فيما يخص العلاقة بين المتغيرات النسبية في كل من الناتج المحلي الإجمالي وعرض النقد (البنك المركزي ٢٠٠٨ ص٢٧).

ويشير الجدول انف الذكر إلى معامل الاستقرار النقدي (P.Artus ١٩٩٠، P117) الذي تميز بالاعتدال النسبي إذ بلغ (١.٤) عام ٢٠٠٤، بدأ بالارتفاع تدريجياً حتى بلغ (٢٨.٩) عام ٢٠٠٧ وهذا يدل على وجود ضغوط تضخمية عالية، تعود إلى زيادة النمو السنوي في عرض النقود الذي بلغ (٤٠.٥%) في نفس العام . وفي عام ٢٠٠٨ أنخفض إلى (٢.٩) ثم أرتفع إلى (٥.٧) عام ٢٠٠٩ . أن هذا الاتجاه الجديد في تصاعد الظاهرة التضخمية قد جاء بفعل عاملين :

(١) اختناقات العرض في القطاع الحقيقي (صدمة العرض) والتي تركزت أساساً في عجز قطاع تجهيز الوقود والطاقة وارتفاع أسعاره أصلاً.

(٢) التأثير الكبير للطلب الكلي أو الأنفاق الكلي على السلع والخدمات وهي ذات طبيعة استهلاكية عالية.

٢. مؤشرات السياسة المالية بعد عام ٢٠٠٣ حققت الموازنة العامة في العراق عجزاً طول عقدي الثمانينات و التسعينات من القرن المنصرم، بسبب النهج التوسعي للسياسة الاتفاقية في الاقتصاد العراقي ، و تباطؤ نمو الإيرادات العامة و عدم مواكبتها النمو الحاصل في الأنفاق العام، و هذا بالتأكيد يعود إلى ظروف الحرب و العقوبات الدولية و توقف الإيرادات النفطية و زيادات الإنفاق العسكري ، وقد لجأت الدولة إلى سياسة التمويل بالعجز التي كانت السبيل الوحيد للسياسة المالية في توفير الموارد لغرض تمويل الأنفاق العام المتزايد خلال تلك المدة (١٩٨١-٢٠٠٣) ، الأمر الذي انعكس على ارتفاع معدلات التضخم وانخفاض سعر العملة المحلية وتأثيراتها السلبية على حوافز الادخار والاستثمار ، وبالتالي أتساع حالة اللاتوازن الداخلي والخارجي . بالمقابل فان النظام الضريبي في العراق يعاني من قصور كبير في بنيته التشريعية والضريبية، التي أدت بدورها إلى تخلف أداء دوره من الناحية المالية ،فضلاً عن عدم اهتمام الدولة بالضرائب كمورد اقتصادي مهم نظراً لاعتمادها على الموارد النفطية في تمويل الميزانية ،وينبغي الاشارة إلى اعتماد الموازنة العامة على العوائد النفطية بنسبة تصل إلى أكثر من (٩٥%) من إجمالي الإيرادات ،وما يترتب على ذلك من مخاطر ناجمة عن التغييرات في أسعار النفط على المستوى الدولي، كما حصل في الأزمة المالية العالمية وانعكاساتها على الإيرادات النفطية ،التي سجلت انخفاضاً بلغت نسبته ٣٤.٨% ،أي مايقدر ب(٣٠.٢) تريليون دينار، حيث بلغ معدل سعر برميل النفط ٥٨.٩ دولار عام ٢٠٠٩ مقابل ٨٨.٨ دولار لكل برميل للعام السابق. وتعتبر السياسة المالية من خلال سياستها الاتفاقية والتوسعية بشقيها التشغيلية والاستثمارية إلى تزايد تدخل الدولة في الحياة الاقتصادية بهدف تنشيط ودعم الاقتصاد وتحقيق الاستقرار والقضاء على البطالة، ويوضح الجدول(٢) التطورات الحاصلة في الإيرادات العامة والنفقات العامة للمدة المبحوثة (٢٠٠٣-٢٠١١) ، إذ أتسمت الإيرادات العامة.

الجدول (٢) / الإيرادات العامة والنفقات العامة في العراق للمدة (٢٠٠٣-٢٠١١)

السنوات	الإيرادات العامة	النفقات العامة	العجز أو الفائض
٢٠٠٣	٢٤٥٦٨	٢٩٥٧٥	-٥٠٠٧
٢٠٠٤	٣٢٩٨٢	٣٢١١٧	٨٦٥
٢٠٠٥	٤٠٥٠٢	٢٦٣٧٥	١٤١٢٧
٢٠٠٦	٤٩٢٣٢	٣٣٤٨٧	١٥٧٤٤
٢٠٠٧	٤٢٠٦٤	٥١٧٢٧	-٩٦٦٢
٢٠٠٨	٨٠٤٧٦	٨٦٦٨٣	-٦٢٠٧
٢٠٠٩	٥٠٤٠٨	٧٢٩٠٠	-٢٢٤٩١
٢٠١٠	٦١٧٣٥	٨٤٦٥٧	-٢٢٩٥٢
٢٠١١	٨٠٩٣٤	٩٦٦٦٢	-١٥٧٢٦
معدل النمو المركب	%١٤.١	%١٦.٢	

المصدر: وزارة المالية ، دائرة الموازنة العامة

بالتزايد التدريجي، حيث بلغت ٤٩٢٣٢ مليار دينار عام ٢٠٠٦ ثم انخفضت في عام ٢٠٠٧، وقد بلغت أعلى قيمة لها في عام ٢٠٠٨ وذلك بسبب الارتفاع المتصاعد في أسعار النفط الخام في هذا العام والذي بلغ ١٣١.٢ دولار للبرميل الواحد في تموز من نفس العام. انخفضت في عام ٢٠٠٩ لتصبح ٦١٧٣٥ مليار دينار محققة بذلك معدل نمو مركب قدره ١٤.١%، إن هذا التذبذب (ارتفاعاً وانخفاضاً) يعود إلى الاعتماد شبه الكلي على مورد النفط في تمويل الموازنة وبالتالي فهي عرضة للتغيرات الحاصلة بأسعار النفط الخام في الأسواق العالمية. بالمقابل سجلت النفقات العامة ارتفاعاً ملحوظاً خلال نفس المدة، حيث بلغت ٨٤٦٥٧ مليار دينار في عام ٢٠١٠ وذلك بسبب الزيادة الحاصلة في رواتب الموظفين وإعادة أعمار جزء من الدمار الذي لحق بالبنية التحتية ومشاريع البناء وزيادة النفاق العسكري ومكافحة الإرهاب بالإضافة إلى الفساد المالي والإداري، هذا وحققت النفقات معدل نمو مركب قدره ١٦.٢% وهو يفوق معدل نمو الإيرادات العامة، الأمر الذي أدى إلى حصول عجز في الموازنة العامة لمعظم السنوات، وقد بلغ العجز المالي ٥٠٠٧ مليار دينار أرتفع إلى ٩٦٦٢ مليار دينار عام ٢٠٠٧ وأستمر بالتزايد حتى بلغ ٢٢٩٥٢ مليار دينار عام ٢٠١٠، وهذا يعود إلى التغيرات الحاصلة في أسعار النفط الخام على أثر الأزمة المالية العالمية أواخر عام ٢٠٠٨ من جهة، والعوائد الضريبية التي لازالت تعاني من انخفاض كبير من جهة أخرى، حيث لا تتناسب مع التوجه نحو إيجاد مصادر تمويلية أخرى تخفف العبء فيعجز الموازنة المتأتمت من التزايد المتصاعد في النفقات لاسيما التشغيلية التي تبلغ أكثر من ٧٨.٣% من إجمالي النفقات .

وينبغي القول أن على القائمين على السياسة المالية إعادة النظر في توزيع التخصيصات المالية بين النفقات التشغيلية والاستثمارية وفق منهج علمي يساهم في رفع كفاءة الإنتاج وتوفير المناخ

الاقتصادي الملائم لاستخدام الموارد المادية والبشرية فضلاً عن تحقيق ضمانات الاستقرار الاقتصادي و إطلاق قوى النمو فيها وبما يخدم متطلبات الإسراع في بناء عملية التنمية .

ثالثاً: النموذج ونتائج التحليل القياسي

١ - متجهة الانحدار الذاتي (VAR)

من اجل فهم طبيعة أداء الاقتصاد الكلي، ينبغي أن ينظر إليه على انه نموذج ديناميكي احتمالي، يأخذ بنظر الاعتبار الصدمات العشوائية الحالية والماضية، وهذا ما تعكسه حقيقة نماذج متجهات الانحدار الذاتي (Vector Auto regression) والتي تعد أداة تجريبية مناسبة جداً لفهم طبيعة تأثير هذه الصدمات . أن منهجية نموذج VAR مشابهة لنمذجة المعادلات المتزامنة (الآنية)، أي إن هناك العديد من المتغيرات الداخلية معاً، غير إن كل متغير داخلي يكون موضعاً بقيمته المختلفة وبالقيم المختلفة لكل المتغيرات الداخلية الأخرى في النموذج، ولا توجد هناك متغيرات خارجية في النموذج. وان البناء الهيكلي لنموذج المعادلات الآنية يستخدم في النظرية الاقتصادية في وصف العلاقة بين العديد من المتغيرات المهمة، ويكون نتائج النموذج هي المقدرات، تستخدم هذه النتائج التجريبية في اختبار العلاقات النظرية.

و من خلال إدخال (الزمن) بنظر الاعتبار فان هذه النماذج من شأنها أن تميز بين الاستجابة القصيرة الأجل والاستجابة طويلة الأجل للمتغير غير المستقل لوحدة التغير في قيمة المتغيرات التوضيحية، ويسبب اعتماد هذه النماذج على حالات التخلف فهذا يتطلب الاعتماد معيار لتحديد مدة التخلف المثلى في الاختبار ، وتحديد النموذج الأمثل وأفضل اختبار لذلك هو معيار (Schwarz) ومعيار (Likelihood) فضلاً عن معيار (AIC) (D.Roberts and S.Nord, 1985) التي تتضمنها نتائج اختبارات VAR في برمجيات (Eviews) . ويكون الشكل الرياضي لمعادلة متجهة الانحدار الذاتي : (Lukepohl , 2000)

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \sum_{j=1}^p \Gamma_j + Y_{t-1} + U_t \dots (4)$$

تمثل عدد المتغيرات الاقتصادية الكلية في النموذج (nx1) ، n : عدد متغيرات النموذج، α_0 : متجه الحد الثابت (nx1) ، t : الاتجاه العام، T : عدد المشاهدات المستخدمة في معادلة الانحدار، Γ : مصفوفة المعاملات التي تمثل المتغيرات في الأجل القصير (nxn) ، U : متجه حدود الخطأ العشوائي التي يتميز بعدم ارتباط قيمها، وإنها تتبع توزيعاً طبيعياً، ووسطه الحسابي يساوي صفر وتباينه ثابت (P) (nx1) : مدة الإبطاء المثلى ، وهي المدة الزمنية التي تتضمن عدم وجود ارتباط ذاتي بين البواقي أو حدود الأخطاء العشوائية .

2. اختبار جذر الوحدة (Unit Root Test) ان الخطوة الأولى بعد تحديد نموذج (VAR)، هي فحص درجة تكامل السلسلة الزمنية للمتغيرات لحل الدراسة. للتعرف على ما إذا كانت هذه المتغيرات مستقرة

أم لا، ذلك أن طبيعة هذه السلاسل تكون غير ساكنة مما يؤدي إلى ما يعرف بظاهرة الانحدار الزائف (spurious) regression (Rao, B.1994, p91) الذي يعني أن وجود اتجاه عام (Trend) في السلاسل الزمنية للمتغيرات قد يؤدي إلى وجود علاقة معنوية بين هذه المتغيرات حتى لو كان الاتجاه العام هو الشيء الوحيد المشترك بينها.

وبما أن معظم السلاسل الزمنية للمتغيرات الاقتصادية تتصف بخاصية عدم الاستقرار لذلك نقوم أولاً باختبار استقرار هذه السلاسل وتحديد درجة استقرارها، حيث يتم ذلك باستخدام اختبار (Dickey - Fuller) الموسع (Augmented Dickey-Fuller) (Dickey and Fuller, 1979, 1980) (ADF) ويمكن تطبيق اختبار (ADF) لاختبار سكون أي متغير في مستواه باستخدام المعادلة الآتية:

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \alpha t + \sum_{i=1}^p c_i \Delta Y_{t-1} + e_t \dots \dots \dots (5)$$

إذ أن Δ : الفروق الأولى، Y : المتغير المراد اختبار سكون سلسلته الزمنية، m : مدة إبطاء واحدة (شهر، فصل، سنة)، e : الخطأ العشوائي. ويتوقف شكل الصيغة المقدرة لهذه المعادلة على مقدار (P) المختار. وحتى يمكن الحصول على مقدار (P) الأمثل لمعادلة الاختبار سوف يتم اختيار مقدار (P) الذي يعطي أقل قيمة لمعيار (Schwartz Bayesian Criterion) (SBC) (Schwartz Bayesian) (Schwartz 1978) الذي يحسب كما يلي:

$$SBC = \text{Log} \sigma^2 + [m(\text{Log} T)]/T \dots \dots \dots (6)$$

إذ أن Log : لوغاريتم طبيعي، σ^2 : تباين حد الخطأ المقدر. m : عدد معاملات الانحدار في النموذج المقدر بما في ذلك الحد الثابت. ويتم اختبار فرضية العدم $(H_0: b_1 = 0)$

التي تفترض أن مستوى المتغير (Y_t) غير ساكن (بمعنى أن السلسلة الزمنية له تحتوي على جذر الوحدة) بمقارنة القيمة المطلقة لإحصائية (t) المحسوبة لمعامل الانحدار المقدر للمتغير $(b'_1) Y_{t-1}$ - الناتجة من تقدير المعادلة (5) باستخدام مقدار P الأمثل الذي يتم اختياره وفقاً لمعيار (SBC) بالقيمة المطلقة الحرجة (الجدولية) المناظرة للقيمة المحسوبة في (Mackinnon, 1991) عند مستوى معنوية معين. فإذا كانت القيمة المطلقة لإحصائية - t المحسوبة أكبر من القيمة المطلقة لإحصائية - t الجدولية، يتم رفض فرضية العدم وقبول الفرضية البديلة $(H_1: b_1 < 1)$ ، ومن ثم يكون المتغير محل الاختبار ساكن في مستواه - مما يعني خلو السلسلة الزمنية لهذا المتغير من جذر الوحدة. وفي هذه الحالة يقال أن السلسلة متكاملة من الرتبة صفر، أي (I-0). أما إذا كانت القيمة المطلقة لإحصائية - t المحسوبة أقل من القيمة المطلقة لإحصائية - t الجدولية، يتم قبول فرضية العدم القائلة بأن المتغير محل الاختبار غير ساكن في مستواه. وفي هذه الحالة يعاد تطبيق اختبار (ADF) لاختبار سكون المتغير في الفروق الأولى لقيمته، فإذا تم رفض فرضية العدم، فإن Y_t يكون ساكناً في الفروق الأولى أو متكاملًا من الرتبة الأولى أي (I-1). وإذا كانت الفروق الأولى تحتوي على

جذر الوحدة يعاد تطبيق الاختبار مرة أخرى لاختبار سكون المتغير في الفروق الثانية لقيمتها ، وهكذا

3. اختبار التكامل المشترك (Co integration)

إن إجراء اختبار التكامل المشترك يستلزم أن تكون جميع السلاسل الزمنية لمتغيرات النموذج متكاملة من نفس الرتبة. لذلك يكون هذا الاختبار، الخطوة الثانية بعد تحديد رتبة التكامل المشترك لكل متغير من متغيرات من خلال اختبار جذر الوحدة. ومن ثم، بعد معرفة الرتبة، تتمثل الخطوة التالية في التأكد من وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات بواسطة اختبار التكامل المشترك. ويعد اختبار (J-J) (Johansen and Juselius,1990;1992) من أهم اختبارات التكامل المشترك في حالة وجود أكثر من متغيرين في النموذج، والذي يستخدم طريقة الإمكان الأعظم ذات المعلومات الكاملة (Full Information Maximum Likelihood) (FIML) والتي تعالج كل المتغيرات في النموذج كمتغيرات داخلية. ولبيان هذا الاختبار يتم إعادة كتابة المعادلة (5) في شكل نموذج متجه تصحيح الخطأ (Vector Error Correction Model) (VECM) كالتالي :

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \Pi Y_{t-p} + U_t \dots \dots \dots (7)$$

$$i = 1, \dots \dots \dots p - 1$$

إذ أن (Π) مصفوفة المعاملات والتي تمثل آثار المتغيرات طويلة الأجل $(n \times n)$. ورتبة هذه المصفوفة يرمز لها بالرمز (r) ، وتحدد (r) عدد متجهات التكامل المشترك. وفي حالة : $r < n < 0$ فإن هذه المصفوفة تتكون من مصفوفتين هما، α أي أن : $\Pi = \alpha\beta$. وتمثل β مصفوفة متجهات التكامل المشترك $(n \times r)$ ، وتقيس العلاقة بين متغيرات المتجه في الأجل الطويل، التي تفترض أنها متكاملة من الرتبة الأولى، أي أن $(I-1)$ ، ولهذا السبب يتم استخدام قيم الفروق الأولى لهذه المتغيرات في نموذج (VAR)، بينما تمثل β المقدرة المصفوفة المدورة المناظرة للمصفوفة $(r \times n)$ ، وتمثل (α) مصفوفة معاملات حد تصحيح الخطأ $(n \times r)$ ، وهي تقيس علاقة التكيف من الأجل القصير إلى الأجل الطويل. ويتقدير نموذج (VECM) يمكن اختبار وجود تكامل مشترك بين متغيرات النموذج أم لا وإيجاد عدد متجهات التكامل المشترك المعنوية إحصائياً باستخدام اختبارين لنسبة الإمكان (Likelihood Ratio) هما: اختبار اثر (Trace Test) ويرمز له (λ_{trace}) ، واختبار القيم الذاتية العظمى (Maximum Eigen values Test) ويرمز له (λ_{max}) ووفق الصيغة الآتية :

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^p Ln(1 - \lambda'_i) \dots \dots \dots (8)$$

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T Ln(1 - \lambda'_i) \dots \dots \dots (9)$$

إذ تشير (λ'_s) إلى القيم الذاتية العظمى المقدرة من Π .

أن فرضية العدم للاختبار الأول ($H_0 : r \leq n$) تعني أن عدد متجهات التكامل المشترك اقل أو يساوي (r) مقابل الفرضية البديلة. أما فرضية العدم للاختبار الثاني، فتعني أن عدد متجهات التكامل المشترك يساوي (r) مقابل الفرضية البديلة ($r=r+1$). وتختبر فرضية عدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات بمقارنة القيم المحسوبة للاختبار مع القيم الجدولية المناظرة الواردة في Johansen and Juselius, (1990) (Ostwald-Lenum, 1992) عند مستوى معنوية معين فإذا كانت القيمة المحسوبة أكبر من القيمة الجدولية، يتم رفض فرضية العدم وقبول الفرضية البديلة القائلة بان هناك تكامل مشترك بين متغيرات النموذج (أي علاقة توازنية طويلة الأجل)، ومعرفة عدد متجهات هذا التكامل.

4. دوال الاستجابة الفورية وتحليل مكونات التباين (IRFs) and (VDCs)

تقيس دوال الاستجابة الفورية (Impulse Response Functions) اثر الصدمة التي يتعرض لها متغير داخلي ما داخل نموذج (VAR) و (VECM) على القيم الحالية والمستقبلية للمتغيرات الداخلية الأخرى في النموذج. وهناك طريقتين لقياس اثر الصدمة، أولهما؛ قياس اثر الصدمة بمقدار انحراف معياري واحد (VARs) وثانيهما؛ قياس اثر الصدمة بمقدار وحدة واحدة (SVAR) أما تحليل مكونات التباين (Variance Decompositions) فإنه يقيس الأهمية النسبية للمتغير في تفسير تباين أخطاء التنبؤ للمتغيرات في النموذج. بمعنى آخر فهو يعكس مساهمة التغير النسبي لمتغير ما في تفسير التغيرات في المتغيرات الأخرى كل على حدة.

ويتم تقدير دوال الاستجابة الفورية وتحليل التباين من خلال تحويل معادلة (4) أو (7) إلى نموذج متجه المتوسط المتحرك (Schumacher, 2001, p353-354; Kouassi et al., 1997, pp8-10) (VMA) (Vector Moving) ، وعلى النحو الآتي:

$$\Delta Y_t = \tau_0 + \sum_{j=0}^{\infty} A_j U_{t-j} \dots \dots \dots (10) = \alpha_0 + A_0 U_t + A_1 U_{t-1} + A_2 U_{t-2} + \dots \dots$$

إذ أن: A_j = مصفوفة معاملات النموذج الأساس ($U \cdot n \times n$) = متجهة الصدمات الاقتصادية الهيكلية الكلفة أو متجه حدود الخطأ العشوائي ($n \times 1$) .

ويحسب مكونات تباين خطأ التنبؤ بواسطة الصدمات التي يتعرض لها المتغير (Y_j) كالتالي:

$$\sum_{k=0,1,\dots,s} A_{ij}^2, k, \dots \dots \dots (11)$$

ويتم حساب الأهمية النسبية للمتغير (j) في تفسير التغيرات في المتغير (i) عند مدد زمنية مختلفة كالتالي :

$$R^2_{ij,s} = 100 \left[\frac{\sum_{k=0}^{s-1} A_{ij,k}^2}{\sum_{i=1}^n \sum_{k=0}^{s-1} A_{iu,k}^2} \right] \dots \dots \dots (12)$$

الصدمة الاقتصادية الهيكلية الكلية ، $u = 1, \dots, n$ أن : عدد

الصدمة الاقتصادية الكلية الهيكلية (عدد المتغيرات في النموذج).

5. المتغيرات وتوصيف النموذج

لتقدير آثار و صدمات السياسة النقدية والمالية على مستوى النشاط الاقتصادي نستخدم نموذج متجهة الانحدار الذاتي الهيكلي (SVAR) ، ويتضمن نموذج البحث ست متغيرات (ست معادلات) ، ثلاثة منها تعمل مباشرة على تقييم آثار السياسة النقدية والمالية على النشاط الاقتصادي، ويتعلق ذلك بلوغريتم عرض النقود الحقيقي بالمفهوم الواسع (m_t) ، ولوغريتم الإنفاق الحكومي الحقيقي (g_t) ، ولوغريتم الناتج المحلي الإجمالي غير النفطي الحقيقي (Y_t) ، أما الثلاثة المتبقية، يتعلق الأول بمعدل التضخم (π_t) مقاسا بالرقم القياسي لأسعار المستهلك (Cpi) والذي يسمح بمراقبة تغييرات مستوى الأسعار، أما المتغير الثاني فيتعلق بسعر صرف الدينار العراقي مقابل الدولار والثالث، هو معدل فائدة السياسة النقدية (i_t) وهذان المتغيران يسمحان بعزل آثار السياسة النقدية عن السياسة المالية. ولتحديد مفهوم الصدمة الكلية التي يتضمنها نموذج (SVAR) ، فإنه ينبغي العلم أن البواقي (Residuals) الناتجة عن متجهة الانحدار الذاتي لا يمكن اعتبارها صدمات هيكلية لأنها تمثل الجزء غير المتوقع الذي يعكس المعلومات التاريخية للمتغيرات الداخلية للنموذج، ويمكن تفسيرها على أنها حزمة لثلاث أنواع من الصدمات (Blanchard and Perottio, 2002) : (1) الاستجابة الآلية (Automatic Responses) للإنفاق الحكومي وعرض النقود لكل من بواقي الناتج المحلي الإجمالي، مستوى الأسعار، وسعر الفائدة و الصرف. (2) الاستجابة التقديرية المنظمة (Systematic Discretionary Shocks) لصناع القرار لتقلبات الناتج المحلي الإجمالي ، ومستوى الأسعار، ومعدل الفائدة والصرف، كان يتم مثلا تخفيض الإنفاق الاستهلاكي الحكومي أو رفع معدل فائدة السياسة النقدية رداً على حالة التضخم في النشاط الاقتصادي. (3) الصدمات التقديرية العشوائية (Random Discretionary Shocks) للسياسة النقدية والسياسة المالية التي يمكن اعتبارها كصدمة هيكلية ناتجة عن قرارات البنك المركزي والحكومة، والتي يترتب عليها آثار على الكتلة النقدية في الاقتصاد (رفع سعر الفائدة على سبيل المثال) و حجم الإنفاق الحكومي (رفع الإنفاق الاستثماري الحكومي مثلاً) . وبالتالي يمكن الانتقال من بواقي النموذج الهيكلي للمتجه إلى صدمات هيكلية يمكن تفسيرها اقتصادياً، مع ضرورة استقلالية هذه البواقي بشكل يسمح بالحصول على دوافع (Impulses) غير مرتبطة عند كل فترة وذلك باستخدام (Cholesky Decomposition). وبالرجوع إلى معادلة (4) الشكل المختزل لمتجهة الانحدار الذاتي ،

$$Y_t = [g_t, m_t, Y_t, \pi_t, i_t, \chi_t] \dots \dots \dots (13) \quad \text{يمكن توصيف النموذج كلاتي :}$$

$$U_t = [u_t^g, u_t^m, u_t^Y, u_t^\pi, u_t^i, u_t^\chi] \dots \dots \dots (14)$$

وكما عرض سابقا يمكن تفسير بواقى الإنفاق الحكومي (u_t^g) وعرض النقود (u_t^m) على أنها دالة لثلاثة أنواع من الصدمات ، وعليه تكون هذه البواقى على النحو الآتي :

$$u_t^m = a_{iY}u_t^Y + a_{i\pi}u_t^\pi + a_{ii}u_t^i + a_{i\chi}u_t^\chi + \beta_{ig}e_t^g + e_t^m \dots\dots(15)$$

$$u_t^g = a_{gY}u_t^Y + a_{g\pi}u_t^\pi + a_{gi}u_t^i + a_{g\chi}u_t^\chi + \beta_{gm}e_t^m + e_t^g \dots\dots(16)$$

إذ تمثل (e_t^g, e_t^m) صدمات هيكلية توازنية، أما معاملات (a_{jk}) فتقيس المكونات الأخرى. ولتحديد الصدمات الهيكلية ينبغي تشكيل مصفوفة الانتقال (P) التي تحقق العلاقة الدالية وبالاعتماد على طريقة (Perotto,2005)، لتحديد معاملات المصفوفة والنموذج المقترح من قبله لقياس صدمات السياسة المالية وبتكليف النموذج المذكور لمتطلبات هذا البحث، وتقدير مرونة المتغيرات الداخلة فيه (Perotti, 2005 ;Giordano et al.,2007) ، يمكن تشكيل بواقى (صدمة نقدية ومالية) معدله دوريا (Cyclically Adjusted) $u_t^{m.CA}$ و $u_t^{g.CA}$ معبر عنها بالمعادلتين الآتيتين :

$$u_t^{m.CA} = u_t^m - (a_{mY}u_t^Y + a_{m\pi}u_t^\pi + a_{mi}u_t^i + a_{m\chi}u_t^\chi) = \beta_{mg}e_t^g + e_t^m \dots\dots(18)$$

من خلال دوال

$$u_t^{g.CA} = u_t^g - (a_{gY}u_t^Y + a_{g\pi}u_t^\pi + a_{gi}u_t^i + a_{g\chi}u_t^\chi) = \beta_{gm}e_t^m + e_t^g \dots\dots(19)$$

الاستجابة الفورية (Impulse Response Functions) تجري محاكاة لصدمة في (e_t^m) التي ستنقل في نفس اللحظة إلى متجه البواقى (u_t) بواسطة مصفوفة الانتقال (P) ومن خلال ديناميكية نموذج (VAR) ، يمكن الحصول على قيمة (Y_t) والمتغيرات الأخرى في كل لحظة تلي الصدمة الأولية، ونتيجة هذا التحول نحصل على جميع الاستجابات الديناميكية لجميع المتغيرات نتيجة صدمة هيكلية مقدرة بوحدة نقدية واحدة وان تحليل التباين (Variance Decomposition) يبين دور كل صدمة في تفسير التقلبات الآتية لمتغيرات النموذج .

6. نتائج التحليل القياسي

أ. وصف المتغيرات

يوضح الجدول (٣) نتائج وصف متغيرات النموذج ، أعلى و أدنى قيمة حققها كل متغير من متغيرات البحث خلال المدة المبحوثة ، فضلا عن الوسط الحسابي والانحراف المعياري .

الجدول (٣) / وصف متغيرات النموذج

المتغيرات	أعلى قيمة	أدنى قيمة	الوسط الحسابي	الانحراف المعياري
Y_t	11032.1	4552.53	47102.92	35206.97
m_t	13699.3	1329.61	6307.31	3693.24
g_t	21717.70	1667.53	11298.55	6303.89
π_t	25.78	8.08	18.737	6.852
χ_t	1690	172	1290.25	265.07
i_t	20	6	10.42	5.39

المصدر : نتائج البرنامج الاحصائي .

ب. اختبار السكون للمتغيرات

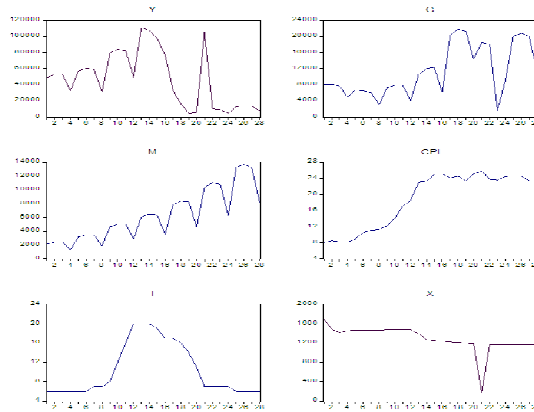
يوضح الجدول (٤) نتائج تطبيق اختبار (ADF) لمستويات متغيرات البحث، ولل فروق الأولى والثانية لقيمتها. ويتبين عدم سكون السلاسل الزمنية الخاصة بمتغيرات البحث لكل مستويات المتغيرات المستخدمة عند مستوى معنوية (٥%) ماعدا سعر الصرف . وعند اخذ الفروق الأولى كانت النتائج بعد مقارنة القيمة الحرجة مع القيمة المحسوبة يتضح أن الفروق الأولى للمتغيرات المتبقية. الجدول(٤)/نتائج اختبارات السكون لمتغيرات النموذج

الاختبار \ المتغير	المستوى (Level)	الفروق الأولى	الفروق الثانية
Y_t	-2.6510	-7.114*	
m_t	2.139	-0.114	-107.94*
g_t	-2.650	-5.211*	
π_t	-1.5597	-3.766*	
χ_t	-3.403*		
i_t	-2.040	-2.160	-5.151*

القيمة الحرجة (٥%) - ٢.٩٧٦ - ٢.٩٨١ - ٢.٩٨٦

المصدر : نتائج البرنامج الاحصائي .

ساكنة في فروقها الأولى عدا عرض النقود الواسع ومعدل الفائدة، فأنهما ساكنان عند فروقهما الثانية. وكما يوضحها الشكل (١) أدناه .
الشكل(١) // تقلبات السلاسل الزمنية لمتغيرات المبحوثة



ج. اختبار التكامل المشترك

يتضح من الجدول (٥) أدناه، أن قيمة (λ_{trace}) أكبر من القيمة الحرجة عند مستوى معنوية (٥%) وبالتالي نقبل فرضية عدم : H_0 ، وجود علاقة للتكامل المشترك ، إذ أن عدد متجهات

التكامل المشترك هو ($r = 3$) عند مستوى معنوية (٥%) ، مما يعكس وجود علاقات توازنية طويلة الأجل بين بعض المتغيرات، بمعنى آخر أنها لا تتباعد كثيرا عن بعضها البعض على المدى الطويل وتظهر سلوكاً متشابهاً .

د. تحديد الإبطاء المثلى

لتحديد عدد فترات الإبطاء المثلى في نموذج (VAR) على أساس اصغر قيمة يأخذ بها معيار: (Akaike) و (Schwarz) وباقي المعايير الأخرى في نموذج (VAR) ، وكانت النتائج كما مشار إليها في الجدول (٦) .

الجدول (٥)/نتائج اختبار التكامل المشترك لمتغيرات البحث

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.967355	204.0992	95.75366	0.0000
At most 1 *	0.854883	115.1259	69.81889	0.0000
At most 2 *	0.747047	64.94026	47.85613	0.0006
At most 3	0.464537	29.20193	29.79707	0.0584
At most 4	0.348256	12.96170	15.49471	0.1162
At most 5	0.068001	1.831009	3.841466	0.1760
Trace test indicates 3 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**Mackinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				

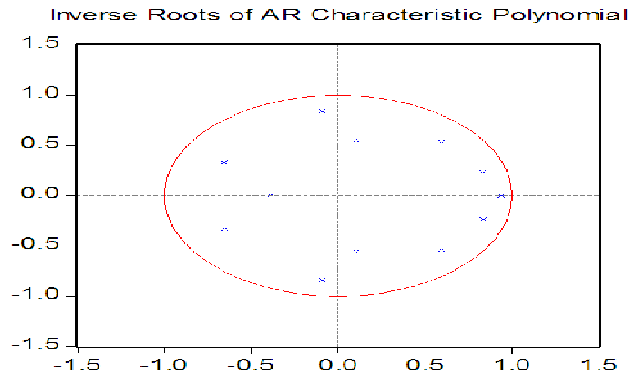
وبلغت عدد فترات الإبطاء في هذا النموذج (المكون من ست متغيرات) بحوالي ثلاث فترات إبطاء ، بمعنى أن صدمات السياسة النقدية أو المالية تصل إلى تسعة أشهر كحد أقصى، وهي ضمن المدى المطروح في الدراسات التطبيقية بين (٣-٦) لبيانات فصلية .

الجدول (٦)/فترات الإبطاء المثلى لنموذج (VAR)

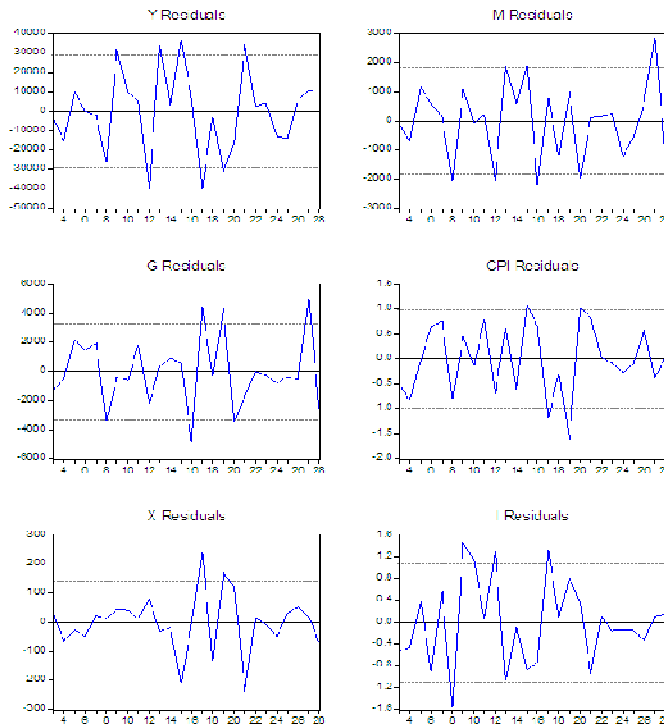
HQ	SC	AIC	FPE	LR	LogL	Lag
86.51016	86.72155	86.42902	1.38e+30	NA	-1074.363	0
80.33508	81.81485	79.76714	1.94e+27	171.7539	-955.0892	1
77.18924	79.93737	76.13448	9.20e+25	78.15191*	-873.6810	2
72.70151*	76.71801*	71.15994*	5.50e+24*	47.12722	-775.4992	3
* indicates lag order selected by the criterion						
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)						
FPE: Final prediction error						
AIC: Akaike information criterion						
SC: Schwarz information criterion						
HQ: Hannan-Quinn information criterion						

ويعكس الشكل (٢) أن نموذج (VAR) المقدر يحقق شرط الاستقرار (Stability Condition) ، إذ أن جميع المعاملات اصغر من الواحد ، وجميع الجذور تقع داخل دائرة واحدة ، مما يعني أن النموذج لا يعاني من مشكلة في ارتباط الأخطاء ، أو عدم ثبات التباين . ويوضح الشكل (٣) بواقي النموذج المقدر.

الشكل (٢)



الشكل (٣) // بواقي نموذج (VAR) المقدر

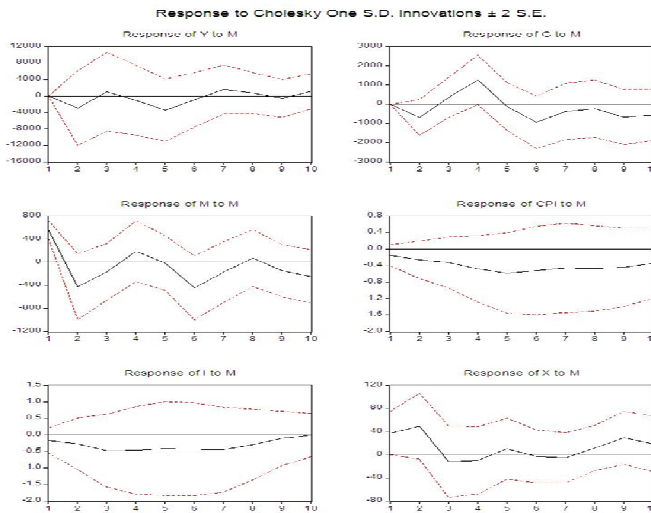


المصدر : نتائج البرنامج الاحصائي .

هـ.دالة الاستجابة الفورية وتحليل التباين

تبين تقديرات دالة الاستجابة الفورية وخلال المدة المبحوثة (١٠) فصول (ربع سنوية) وكما يوضحها الشكل (٤) . وان حدوث صدمة هيكلية ايجابية واحدة في عرض النقود الواسع (السياسة النقدية) بمقدرة (١%) سيكون لها اثر معنوي ايجابي على نمو الناتج الإجمالي الحقيقي غير النفطي في الأجل القصير ، ومضاعف نقدي صغير جدا يقدر بحوالي (١٥٨٨.٠٠٠%) كأعلى قيمة في الربع الثاني من السنة التي تلي الصدمة ، وسيؤدي إلى آثار سلبية على الناتج ، ومن الربع الأخير من السنة الثانية لنشوء الصدمة .

من جهة أخرى، ستولد صدمة في السياسة النقدية آثار تضخمية خلال المدة المبحوثة، مقدرة بحوالي (١.٤٧٨٣%) في المدى القصير .إما تأثير سلبي على معدل الفائدة على طول المدة المبحوثة و ايجابي على سعر الصرف في بداية الربع الأول والثاني من السنة الأولى ويتحول إلى سلبيا في بقية المدة .
الشكل (٤) // آثار السياسة النقدية (دوال الاستجابة الفورية)



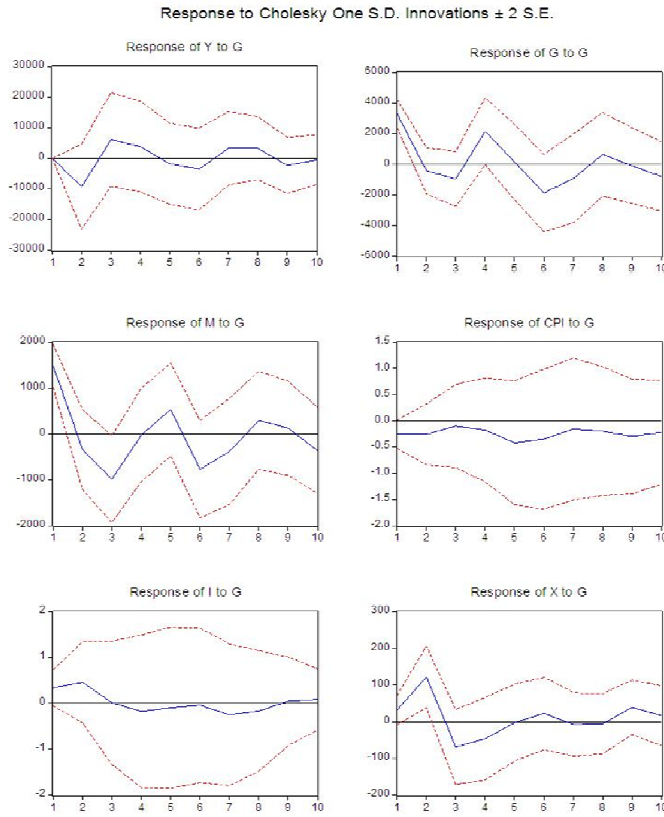
المصدر: نتائج البرنامج الاحصائي

أما آثار الصدمة الموجبة للسياسة المالية على الناتج الإجمالي الحقيقي غير النفطي كما يوضحها الشكل (٥) ، فيكون سالباً خلال الربع الأول والثاني من السنة الأولى يتحول إلى ايجابي خلال الربعين الثالث والرابع ثم ينخفض، ثم يستمر أثره الايجابي وبمضاعف أنفاق صغير ويقترّب من الصفر حوالي (٠.١٠٩٨) ، كأعلى قيمة خلال الربع الثالث من السنة الأولى .
وصدمة السياسة المالية آثار ايجابية على كل من معدل الفائدة وسعر صرف الدينار العراقي مقدرة بحوالي (٠.١٧٦) و (٠.٨٩٢) على الترتيب.

أما فيما يخص دور صدمة كل متغير في تفسير التقلبات الفورية للمتغيرات التابعة ، بمعنى آخر تفسير توقع خطأ كل متغير ، وعلى ضوء مايعكسه نتائج تحليل التباين في الجدول (٧) ، يتبين أن معظم التقلبات الفورية في بداية المدة للناتج المحلي الإجمالي الحقيقي غير النفطي والإنفاق

الحكومي ومعدل الفائدة في المدى القصير تتعلق بصدمات في المتغيرات نفسها بنسبة كبيرة جدا تراوحت بين (٧٢%-٨٥%)، في حين كانت التقلبات الفورية في عرض النقود والتضخم وسعر الصرف ترتبط بصدمات في الناتج والإنفاق الحكومي .

الشكل (٥) / آثار السياسة المالية (دوال الاستجابة الفورية)



المصدر : نتائج البرنامج الاحصائي

الجدول (٧) / تحليل التباين لمتغيرات النموذج

Variance decomposition of Y :

	I	CPI	M	G	Y	Period
2.565847	4.440814	5.065156	0.741838	7.373013	79.81333	2
2.609881	16.37717	7.453733	1.504321	9.866675	62.18822	6
2.631738	4.00071	7.864801	1.742030	2.155916	60.14577	10

Variance decomposition of G :

X	I	CPI	M	G	Y	Period
0.519749	0.815848	0.852381	3.038192	72.91664	21.85719	2
2.935505	6.243209	5.545664	7.209985	47.34408	30.72155	6
2.778868	16.36081	5.120224	7.458752	40.97578	12.30557	10

Variance Decomposition of M:

X	I	CPI	M	G	Y	Period
0.436490	1.522372	10.28188	12.14848	56.34469	19.26609	2
2.144233	2.786312	12.84118	10.67380	58.46951	13.08496	6
2.148925	2.514671	10.36484	3.65507	55.27524	27.04126	10

Variance Decomposition of CPI:

X	I	CPI	M	G	Y	Period
0.451331	34.49020	28.34730	4.508142	6.495185	25.70784	2
1.048495	64.61107	7.907909	6.402106	2.856764	17.17365	6
1.311383	66.96958	6.066296	6.340259	2.354166	16.95832	10

Variance Decomposition of I:

X	I	CPI	M	G	Y	Period
0.706945	85.18889	0.027965	2.002355	6.536860	5.536990	2
1.999032	71.84614	0.369737	2.706653	1.099477	21.97897	6
2.171606	70.56798	0.403785	2.984194	1.157250	22.71518	10

Variance Decomposition of X:

X	I	CPI	M	G	Y	Period
13.82162	7.782673	19.10287	7.989197	33.41233	17.89131	2
9.867610	6.807995	19.91658	5.897293	32.79889	24.71163	6
8.134647	15.10847	16.94416	6.196886	28.15407	25.46177	10

المصدر : نتائج البرنامج الإحصائي

أما في المدى المتوسط و الطويل، نجد بأن حوالي (٢٧%) من تقلبات الإنفاق الحكومي ناتجة عن صدمات في الناتج الإجمالي، كما تفسر الصدمات في الإنفاق الحكومي ما يربو عن (٥٥%) من تقلبات عرض النقود. بالنسبة لتقلبات الناتج الإجمالي، تساهم صدمات عرض النقود و الإنفاق الحكومي في تفسير حوالي (٢٧%) و (١٢%) على التوالي من تقلبات الناتج الإجمالي و ذلك بالنظر إلى صغر مضاعفات السياسة النقدية والمالية، أما بقية التقلبات فتتعلق بصدمات في المتغير نفسه. من جهة أخرى، تخضع تقلبات معدلات التضخم بدرجة كبيرة إلى صدمات الطلب وذلك بنسبة تزيد عن

(٣٤%) ، فيحين تفسر صدمات الإنفاق و النقود حوالي (١٦%) و (٢%) على التوالي. أما بالنسبة لتقلبات معدل الفائدة، فتساهم صدمات الناتج الإجمالي في تفسير (١٦%) من هذه التقلبات.

الخاتمة

بناء على ما تم عرضه، تم التوصل للنتائج التالية :

١. إن حدوث صدمة هيكلية ايجابية واحدة في عرض النقود الواسع (السياسة النقدية) بمقدرة (١%) سيكون لها اثر معنوي ايجابي على نمو الناتج الإجمالي الحقيقي غير النفطي في الأجل القصير، ومضاعف نقدي صغير جدا يقدر بحوالي (٠.٠٠٤١٥٨٨%) كأعلى قيمة في الربع الثاني من السنة التي تلي الصدمة ، وسيؤدي إلى آثار سلبية على الناتج ، ومن الربع الأخير من السنة الثانية لنشوء الصدمة .

٢. آثار الصدمة الموجبة للسياسة المالية على الناتج الإجمالي الحقيقي غير النفطي يكون سالبى خلال الربع الأول والثاني من السنة الأولى يتحول إلى ايجابي خلال الربعين الثالث والرابع ثم ينخفض، ثم يستمر أثره الايجابي وبمضاعف أنفاق صغير ويقترب من الصفر حوالي (٠.١٠٩٨) ، كأعلى قيمة خلال الربع الثالث من السنة الأولى .

٣. على الرغم من كون مضاعف السياسة النقدية اكبر من مضاعف السياسة المالية بمعنى أن الاختبارات القياسية أكدت فرضية البحث، لكن صغر هذه المضاعفات، لا تدعم بشكل كامل نجاح معادلة (St.Louis) في قياس وتفسير صدمات وآثار السياستين في الاقتصاد العراقي على الرغم من استقرارية بيانات مدة البحث .

٤. ضعف القدرة النسبية للسياسات النقدية والمالية في العراق على التأثير في نمو الناتج الإجمالي الحقيقي غير النفطي، إذ أن السياسة المالية التي انتهجتها الحكومة عن طريق الزيادة المستمرة في الإنفاق العام لم يكن لها أي أثر يخدم هذا المنظور، و يرجع هذا بكل بساطة إلى الدمار الذي لحق بالجهاز الإنتاجي و محدودية قدراته. بالرغم من ضخامة الموارد المالية المخصصة، وهذا ما أدى إلى ضعف أثر المضاعف الحكومي، مما استدعى تحويل هذه المبالغ في تزايد الواردات، الأمر ينطبق على سياسة البنك المركزي العراقي نتيجة لضيق السوق النقدية وعدم توفر سوق مالية متطورة، فضلا عن التضارب في الأهداف بين السياستين المذكورتين وهذا انعكس على صغر المضاعف النقدي . وبالتالي هناك فعالية نسبية ضئيلة لمثل هذه السياسات في تحقيق الأهداف الاقتصادية المرجوة.

العربي للمعلوم
الاقتصاد ودراساته

المصادر

حسب ورودها في متن البحث

- (1)Friedman, Milton and D.Meiselman(1963) ,” The Relative Stability of Monetary Velocity and the Investment Multiplier in the United State,1897-1958”,In Stabilization Policies,1963,pp.165-268, Englewood Cliffs, NJ.
- (2)Anderson, L.C and J.L.Jordan (1968),” Monetary and Fiscal actions: A Test of Their Relative Importance in Economic Stabilization“Federal Reserve Bank of St.Louis Review,50(November), pp.11-24
- (3)Carlson K.M.(1978), “ Does the St.Louis Equation Believe in Fiscal Policy?” Federal Reserve Bank of St.Louis Review, pp.13-19.
- (4)Stein , S.H. (1980), “ Autonomous Expenditures, Interest Rate Stabilization and the St.Louis Equation “, The Review of Economics and Statistics ,3: 357-363.
- (5)Ahmed, et al. (1984),” St.Louis Equation Restrictions and Criticisms Revisited : Note”, Journal of Money , Credit and Banking , 16: 514-520.
- (6)S. Almon (1965) ,”The Distributed Lag Between Capital Appropriations and Expenditures “, Econometrica , 33:pp. 178-196.
- (7)J.J.Thomas(1977), “ Some Problems in The Use of Almon’s Technique in the Estimation of Distributed Lags”, Empirical Economics,2:3,pp.175-193.
- (8)Goldstein, M. and Khan, M. (1981) " Large Versus Small Price Changes and The Demand For Imports ", IMF staff Papers, vol.23, pp. 200-225 .
- (9)De Leeuw et al. (1969), “ Monetary and Fiscal Actions: A Test of Their Relative Importance in Economic Stabilization-Comment “, Federal Reserve Bank of St.Louis Review,pp.6-11
- (10) Schmidt, P.and N. R. Waud (March1973) , ‘ The Almon Lag Technique and the Monetary vs. Fiscal Policy Debate “, Journal of the American Statistical Association, 68: 11-19.
- (11) Blinder, A. S. and R. M. Solow (1974), Economics of Public Finance, Washington,D.C: The Bookings Institution..
- (12) Tobin, J. (1970), “ Money and Income: Post Hoc Ergo Proctor Hoc ?”, Quarterly Journal of Economics, 84: 301-317.
- (13) Friedman, Benjamin and N. K. Kuttner (1992),”Money, Income, Price and Interest Rates, “ The American Economic Review, 82: 472-492.
- (14) Gramlich, E.M. (1971), “ The Usefulness of Monetary and Fiscal Policy as Discretionary Stabilization Tools, “ Journal of Money , Credit and Banking , 3: 506-532.
- (15) Ando, A. and F. Modigliani (1965), “ The Relative Stability of Monetary Velocity and the Investment Multiplier, “ American Economic Review, 55: 693-728.
- (16) DePrano, M. and T. Mayer (1965),” Test of the Relative Importance of Autonomous Expenditure and Money ,” American Economic Review, 55: 729-752.
- (17) Bemanke, Ben, and Ilian Mihov (1998), “ Measuring Monetary Policy, “ Quarterly Journal of Economics, 3: pp. 869-902
- (18) Serletis, Apostolos, and Zisimos Koustas (1998), “International Evidence on the Neutrality of Money, “Journal of Money , Credit and Banking , 30:1, pp.1-25.
- (19) Anvar Khosravi and Mohammad Sharif Karimi(2010),” To Investigation the Economic Growth in Iran: Autoregressive Distributed Lag Approach to Cointegration,” American Journal of Applied Sciences, 7:3,pp.420-424.
- (20)Mohammed Nur Hussain et al.(2009),” Impacts of Monetary Policy and Fiscal Policy on Output : A Structural Cointegrating VAR Approach for selected ASEAN Economies, “ The Journal of Development Studies, 35:6, pp.89-103.
- (21)Virgilio M. Tatlonghari (2009), “ The Relative Strengths of Fiscal and Monetary Policy Actions in the Philippine Economy, “ Ad Veritatem , 8:2, pp. 347-368

- (22) Yu Hsing," Impact of Monetary Policy , Fiscal Policy , and Currency Depreciation on Output: The Case of Venezuela," Briefing Notes in Economics,65: June\July ,pp: 1-9.
- (23) Ajisafe, R.A. and Folorunso,B.A (2002), " The Relative Effectiveness of Fiscal and Monetary Policy in Macroeconomic Management in Nigeria, " The African Economic and Business Review, 3:1,pp.23-40
- (٢٤) (2008 علاوي، كامل " قياس فاعلية السياسة النقدية والمالية في العراق ،" مجلة جامعة 40:5 جامعة كربلاء ، ص ص : , كربلاء العلمية
- (25) Talib Awad and Saif Alsowaidi (2000) ,"Effectiveness of Monetary and Fiscal Policies: The Case of Qatar ," Journal of CBE, 11: pp. 112-129.
- (26) Md. Habibur Rahman, (2005) " Relative Effectiveness of Monetary and Fiscal policies on Output Growth in Bangladesh: VAR Approach," Working Paper Series: WP 0601, Policy Analysis Unit (PAU) Bangladesh Bank , Dhaka, pp:1-23 .
- (27) Ajisafe, R.A., and Folorunso, B.A. (2002)"The Relative Effectiveness Of Fiscal And Monetary Policy In Macroeconomic Management In Nigeria "The African Economic and Business Review", 3:1 spring, pp:23-40.
- (٢٨) صالح ، مظهر محمد، توجهات السياسة النقدية ، دراسات وبحوث ، البنك المركزي ، ٢٠٠٧
- (٢٩) البنك المركزي العراقي ، التقرير السنوي عام ٢٠٠٩ . (30)
- (30) Rao, B. (1994) , Contegration for applied economics, New Yourk , mac millan , ltd. P/91 .
- (31) Dickey,D.A,and Fuller,W.A. (1989), Likelihood Ratio statistic for Autoregressive time series with aunint root.,Econometrica, vol, 49, pp. 1057-1058 .
- (32) Johansen S.and Juselius, K. (1990), Maximum likelihood estimation and inference on co integration with application to the demand for money , oxford bullentin of economics and statistic , vol.52.pp.19-210 .
- (33) Granger ,C.W. and Newbold (1975) , Spurious Regression in econometrics , Journal of econometrics ,pp.111-120 .