The Administration & Economic College Journal
For Economics & Administration & Financial Studies
Vol. 8,N.3, PP. 1-33
ISSN PRINT 2312-7813
ISSN ONLINE 2313-1012
مجلة كلية الإدارة والاقتصاد للدراسات الاقتصادية والإدارية والمالية
المجلد ٨، العدد ٣، ٢٠١٦ ص ص ١-٣٣

Determine the direction of relationship between monetary policy indicator and monetary stability indicator in the United State for the period (1998-2014)

Hamid. E. Abad(*) Firas. H. Ali(**)

تحديد اتجاه العلاقة بين مؤشرات السياسة النقدية ومؤشرات الاستقرار النقدي في الولايات المتحدة الأمريكية للمدة (١٩٩٨-٢٠١٤)

حميد عبيد عبد (*) فراس حسين علي (**)

Abstract

The Research aimed to Study the impact of Monetary Policy Indicators which means different Measures of money Supply (Narrow MI and Expand M2), and Federal Reserve interest Rate, three Month interest Rate, Real and Nominal Exchange Rate on the Indicators of the Monetary Stability of USA Economy (like money Stability factor, demand Surplus and money Supply Surplus) in the united states for the Period (1998- 2014). Johansen – Juselius approach for co-integration equation, the error correction model (ECM) and Granger Causality approach was used to determine the direction of relationship and enter action effect between those variable.

The co-integration test was indicated a long run Equilibrium causality between the Expiatory variables and money stability indicators.

The Error correction model results showed the long and short run Equilibrium causality.

Granger causality test was indicating several directions between variables.

Keywords: monetary policy, monetary stability, money Supply, united states.

المستخلص:

يهدف البحث الى دراسة أثر مؤشرات السياسة النقدية (المتمثلة بعرض النقد M1، M2 وسعر الفائدة الفيدرالي وسعر الفائدة لثلاثة أشهر وسعر الصرف الحقيقي والاسمي الفعال) في مؤشرات الاستقرار النقدي (المتمثلة بمعامل الاستقرار النقدي و فائض الطلب المحلي وفائض المعروض النقدي) في الولايات المتحدة الأمريكية للمدة (١٩٩٨-٢٠١٤)، باستخدام منهجية جوهانسن جوسليوس للتكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ ومنهجية جرانجر للسببية، وذلك لتحديد اتجاه العلاقة والتأثير المتبادل بين هذه المتغيرات واي منها له التأثير الاكبر على مؤشرات الاستقرار النقدي، وقد دل اختبار التكامل المشترك على وجود أكثر من علاقة توازنيه طويلة الأجل بين المتغيرات التفسيرية ومؤشرات الاستقرار النقدي، وأظهرت نتائج أنموذج تصحيح الخطأ نتائج مشابه لاختبار التكامل المشترك بوجود علاقات توازنيه طويلة الاجل فضلاً عن تحديد العلاقات التوازنية قصيرة الاجل، واكدت نتائج اختبار السببية المبني على منهجية جرانجر واختبار F نتائج العلاقات التوازنية لأنموذج تصحيح الخطأ، وبناءاً على نتائج الاختبارات وجدنا إن التغيرات في أغلب متغيرات السياسة النقدية تساعد في تفسير التغيرات في مؤشرات الاستقرار النقدي، وعليه فمن المتوقع أن تلعب السياسة النقدية دورا إيجابياً في الاستقرار النقدي في الولايات المتحدة الامريكية.

(*) Professor, University of Karbala, Faculty of Administration and Economics.
(**) Assistant Lecturer, University of Karbala, Faculty of Administration and Economics.

المقدمة :

أخذت الدراسات والبحوث الاقتصادية تنتهج منهجا حديثا في تحليل المتغيرات الاقتصادية، يختلف بشكل جذري عما كانت عليه في العقود الماضية، والتي كانت تفترض ان البيانات المستخدمة في التحليل القياسي ساكنة (مستقرة) Stationary، فقد ركزت هذه الدراسات على ضرورة اختبار خصائص السلاسل الزمنية قبل اجراء التحليل القياسي، وذلك للتأكد من سكون السلاسل الزمنية للمتغيرات، لأنه اذا كانت غير ذلك عندها يواجه الباحث مشكلة عدم استقرار المتغيرات وماهي درجة التكامل بينها وهل هناك علاقة توازنيه في الأجل الطويل بين المتغيرات. ان اي تقدير لنموذج يحتوي سلاسل زمنية غير ساكنة (Non-Stationary) باستخدام طريقة OLS يؤدي نتائج مضللة، والذي يسمى بالانحدار الزائف (Spurious Regression)، لأن البيانات لا تعود الى الاستقرار في المدى الطويل، وفي هذه الحالة تكون قيمة R^2 عالية حتى في ظل عدم وجود علاقة حقيقية بين المتغيرات وهذا يعني ان اختبارات طريقة OLS تصبح غير موثوق بها، لذا ينصح باستخدام اختبارات السكون للتأكد من استقرار السلاسل الزمنية، لأن احتواء السلسلة الزمنية على جذر الوحدة يؤدي الى عدم استقلال متوسط وتباين المتغير عن الزمن. وان التطور الحديث في نظرية عدم الاستقرار والتكامل المشترك، أخذت تسهم بشكل واسع في فهم ديناميكية الأجل القصير والأجل الطويل في الاقتصاد. **(Patterson, 2011:202- 204)**

تتأتى أهمية البحث من دور الاستقرار النقدي في الاقتصاد. اذ يعد المرآة العاكسة للوضع الاقتصادي العام، إذ إن استقرار الاسعار والسوق المالية ومعدلات الفائدة وسعر الصرف، فضلاً عن استقرار النمو الحقيقي في الاقتصاد يُعدُّ مقياساً لكفاءة المؤسسات المالية العاملة فيه، التي يعد البنك المركزي من أهمها ، ومن ثمَّ فأن محاولة فهم وتفسير دور البنك المركزي في معالجة المشكلات الاقتصادية ولاسيما الأزمات المالية والنقدية التي يمر بها الاقتصاد تعد من الامور المهمة والاساسية لاسيما اهمية الاستقرار النقدي بوصفه الهدف النهائي الحالي لأغلب البنوك المركزية العالمية وبالأخص بعد الازمة المالية الاخيرة.

تتمحور مشكلة البحث في ظاهرة الاستقرار النقدي في الولايات المتحدة الامريكية وطبيعة الدور الذي يمكن ان يقوم به النظام الاحتياطي الفيدرالي لتحقيق الاستقرار النقدي، ومدى اختلاف هذه الدور باختلاف السياسات والاجراءات لحل المشكلات المالية والنقدية التي يعاني منها الاقتصاد.

هداف البحث :

ترمي الدراسة الى تحقيق جملة من الأهداف هي :

١- اعتماد اختبارات السكون والتكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ للتأكد من استقرار مؤشرات السياسة النقدية ومؤشرات الاستقرار النقدي وفقاً للمدارس الفكرية المختلفة وبناء النموذج القياسي المستخدم في التقدير ومدى الاستفادة منها في الاقتصادات المختلفة.

٢- قياس وتحليل أثر مؤشرات السياسة النقدية المتمثلة بعرض النقود وسعر الفائدة وسعر الصرف في مجموعة متنوعة من مؤشرات الاستقرار النقدي متمثلة بمعيار الاستقرار النقدي، مؤشر فائض الطلب، مؤشر فائض المعروض النقدي.

أن الغرض من هذا البحث هو الذهاب الى ما هو ابعد من الحقائق النمطية فهو يهدف الى إجراء اختبار عملي لموضوع العلاقة السببية في الاجل الطويل والقصير من خلال عدد من الاساليب القياسية وبمدد ابطاء مختلفة بين متغيرات السياسة النقدية ومؤشرات الاستقرار النقدي في الولايات المتحدة الامريكية باعتبارها من الامور المهمة للنظام الاحتياطي الفيدرالي.

فرضية البحث :

ان لإجراءات وسياسات البنك المركزي دوراً إيجابياً في ضبط الاستقرار النقدي في الولايات المتحدة الامريكية.

الأسلوب البحثي:

يعد موضوع تقييم كفاءة البنك المركزي وسياساته النقدية، من اكثر الموضوعات جدلا بين الاقتصاديين بشان افضل المناهج والطرق لتقييم اداء البنك المركزي ودوره في تحقيق الاستقرار النقدي في الاقتصاد في ظل المتغيرات العالمية والتحديات التي تواجه هذه البنوك لاسيما الازمات العالمية وحرية حركة رؤوس الاموال وعولمة الاقتصاد. لذا تم اعتماد الاسلوب القياسي الكمي.

من اجل بناء النموذج القياسي جرى تحديد المتغيرات الكلية الداخلة في النموذج بوصفها خطوة أولى من خطوات توصيف النماذج القياسية وصياغتها، ثم توضيح العلاقة التي تربط بين متغيرات النماذج القياسية بوصفها خطوة ثانية من خطوات التوصيف، ما يترتب على ذلك إمكانية دراسة النماذج المقدرة بصورة تطبيقية. إذ إن حذف عدد من متغيرات النموذج أو صياغة دوال بصيغ رياضية غير صحيحة تجعل أغلب طرائق الاقتصاد القياسي متحيزة وغير دقيقة ولا يمكن الاعتماد عليها في التفسير.

- **متغيرات النموذج القياسي المستخدم بالتقدير**

أ- المتغيرات الداخلية(Endogenous Variables): تم تحديد المتغيرات الداخلية الآتية للتعبير عن مؤشرات ومعايير الاستقرار النقدي في الولايات المتحدة الامريكية والتي تضم :

١. معيار الاستقرار النقدي (Y1): حسب من خلال قسمة معدل نمو السيولة المحلية على معدل نمو الناتج الحقيقي، وفق الصيغة الاتية: (التقرير الاقتصادي العربي،٢٠١٢: ١٣١)

$$Y1 = \frac{\Delta M/M}{\Delta GDPr/GDPr}$$

إذ ان : ΔM/M = معدل التغير في كمية وسائل الدفع (عرض النقود)، ΔGDPr / GDPr = معدل التغير في الناتج المحلي بالأسعار الثابتة. يستند هذا المعامل إلى معادلة كمية النقود لأرفنج فيشر، وبافتراض ثبات سرعة دوران النقود في الأجل القصير. إذا كانت قيمته أكبر من واحد يدل على وجود سياسة نقدية توسعية، وإذا أقل من الواحد فيشير الى وجود سياسة نقدية انكماشية، اما اذا كان المعامل قريب من الواحد فيدل على وجود استقرار نقدي.

٢. مؤشر فائض الطلب المحلي (Y2): يحسب معيار فائض الطلب المحلي وفقاً للصيغ الاتية:

Dx =(Cp+G+I+S) - GDPr .....(1)

إذ ان : Dx = تمثل إجمالي فائض الطلب، Cp = الانفاق الاستهلاكي الخاص، I = الاستثمار المحلي الاجمالي الخاص، G = النفقات الحكومي الاجمالي، S = التغير بالمخزون، GDPr = الناتج المحلي بالأسعار الثابتة

اما صافي فائض الطلب المحلي فيحسب وفقاً للصيغة الاتية:(الحجار،٢٠٠٥: ٢٨١-٢٨٢)

Dxn = (Dx + X) ..... (2)

X = تمثل صافي الصادرات

اما فجوة التضخم(Y2) فيتم حسابها عن طريق تقسيم صافي فائض الطلب الكلي المحسوب على الناتج المحلي الحقيقي بالأسعار الثابتة، ويستند هذا المعيار على أفكار نظرية كينز في الطلب الفعال وتحديد مستوى الأسعار، والتي ترى أن الزيادة في حجم الطلب الكلي الفعال دون أن يقابلها زيادة مماثلة في حجم الإنتاج سوف تسهم في زيادة الضغوط التضخمية ودفع الأسعار نحو الارتفاع.

٣. مؤشر فائض المعروض النقدي (Y3) : يستخدم لقياس الفجوة التضخمية من خلال الفرق بين التغير في عرض النقود والتغير في الطلب عليها عند أسعار ثابتة خلال فترة زمنية معينة، وتحسب الفجوة التضخمية من خلال المعادلة الآتية: (الجلال،٢٠٠٦: ١٠٠)

$$Y3 = \Delta M - \frac{M}{GDPr} \times \Delta GDPr$$

إذ أن: Y3 = الفجوة التضخمية، ΔM = التغير في عرض النقود، M = كمية النقود، GDPr = الناتج المحلي الإجمالي بالأسعار الثابتة، ΔGDPr = التغير في الناتج المحلي الإجمالي بالأسعار الثابتة.

ويستخدم هذا المعيار كمقياس لنسبة المعروض النقدي الفائض عن الاقتصاد.

ب-المتغيرات الخارجية(Exogenous Variables): تضمن النموذج ثلاثة متغيرات خارجية هي :

١. مؤشر عرض النقد (M1) (M2): يشير هذا المؤشر الى عرض النقد بالمعنى الضيق والواسع خلال مدة الدراسة (١٩٩٨ - ٢٠١٤)، ويعد من المؤشرات المهمة لبيان مدى ازدياد أو انخفاض حجم عرض النقد بأنواعه المختلفة، وذلك لبيان ايهما اكثر تأثيراً، وسيرمز للتعريف الضيق (M_1) بالرمز (X_1) وللتعريف الواسع (M_2) بالرمز (X_2) بوصفهم متغيرات مستقلة إذ سيتم ادخال كل منهم في النموذج على انفراد.

٢. مؤشر سعر الفائدة: ويعبر هذا المؤشر عن اسعار الفائدة الاسمية السائدة في الاقتصاد والمتمثلة بسعر الفائدة الفيدرالي وسعر الفائدة للسندات الحكومية (٣ اشهر) السائدة في الولايات المتحدة الامريكية، لبيان تأثير تغيرها سواء بالارتفاع او الانخفاض على النموذج ، وسوف نرمز لهذه المتغيرات بالرموز (R1) و(R2)على الترتيب.

٣. مؤشر سعر الصرف : يبين هذا المؤشر سعر الصرف الاسمي والحقيقي ودوره في الاقتصاد، اذ ان ارتفاعه او انخفاضه سوف يوثر بشكل مباشر بالسوق النقدية وميزان المدفوعات، وسيتم استخدام بيانات سعر الصرف الاسمي والحقيقي (Broad) الذي يمثل سعر الصرف للدولار مع مجموعة موسعة من الشركاء التجاريين وسوف نرمز له(ER1,EN1) على الترتيب. ولكي يكون النموذج الموصوف اكثر دقة وشمولاً وواقعية، تم إدخال عدد من المتغيرات المستقلة بإبطاء زمني لخصوصية السياسات النقدية ودورها وتأثيرها المشترك في الاقتصاد، إذ من المتوقع ان يكون لها اثر بالغ الأهمية على مؤشرات الاستقرار النقدي.

وتعتمد هذه الدراسة في تقدير العلاقة الإنحدارية بين مؤشرات الاستقرار النقدي وبعض العوامل المحددة لها المتمثلة بمؤشرات السياسة النقدية خلال المدة ١٩٩٨ -٢٠١٤م على تحليل السلاسل الزمنية والكشف عن سكونها باستخدام اختبارات دالة الارتباط الذاتي Autocorrelation Function (ACF) واختبارات جذر الوحدة وأهمها اختبار ديكي - فوللر الموسع (ADF) واختبار فيليبس - بيرون (P.P)، حيث تتفق هذه الاختبارات فى معالجتها لمعلمة القاطع (μ). ولأهمية تحديد الفجوة الزمنية المستخدمة في اختبارات جذر الوحدة، فقد تمت الاستفادة من معيار Akiake information Criteria في اختبار ديكي - فولر الموسع - Dickey Fuller، **(Greene,2008:729)** كما تم استخدام أسلوب نيوي-وست Newey-west فى اختبار فيليبس - بيرون Phillips – Peron للتصحيح في حالة التباين المتغير والارتباط الذاتي. وفى حالة قبول فرضية العدم (عدم استقرار متغيرات النموذج) يتم تحديد درجة التكامل للمتغيرات التي يتضمنها النموذج. فإذا كانت السلسلة الزمنية مستقرة عند الفروق الأولى تكون السلسلة الزمنية متكاملة من الدرجة الأولى ومن ثم يصعب الوصول إلى علاقة طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة. **(Phillips & Perron, 1988:335- 346)** وقد تمكن Engle and Granger من إثبات أنه يمكن استخدام سلسلتين متكاملتين من الدرجة الأولى دون التضحية بالعلاقة طويلة الأجل وذلك من خلال تحليلات التكامل المشترك Co-integration. **(Engel &Granger, 1987:261-262)** ويتم تحليل التكامل المشترك بطريقتين هما: اختبار استقرار بواقي معادلة التكامل المشترك ذو المرحلتين ، فإذا كانت البواقي متكاملة من الدرجة صفر، أى ساكنة فإن السلسلة الزمنية تكون متكاملة تكاملاً مشتركاً، أى يوجد علاقة طويلة الأجل بينهما. وفى حالة النماذج المتعددة (أكثر من متغيرين) فيتم استخدام اختبار Johanse - Juselius وينطوي هذا الاختبار على تقدير نموذج متجه الانحدار الذاتي Vector Autoregressive model

(VAR) ، باستخدام دالة الإمكانية العظمى Maximum Likelihood Function، ويفترض إختبار جوهانسن –جسليوس(J – J) وجود P من المتغيرات الاقتصادية في متجه الانحدار الذاتي من الدرجة K كما يأتي: (Asteriou & Hall, 2007: 319-321)

$$X_t = \mu + \pi_1 X_{t-1} + \ldots\ldots\ldots \pi_k X_{t-k} + e_t$$

حيث أن : μ تمثل الجزء الثابت ، π تمثل مصفوفة من الدرجة P ويمكن تحديد عدد متجهات التكامل المشترك بإستخدام الاختبارات التالية: (Greene,2008: 763)

١- اختبار الأثر Trace (مجموع عناصر قطر المصفوفة) ويتم حسابه كما يلي:

$$\lambda_{trace} = -T \sum_{i=r+1}^{P} \ln (1 - \lambda_i)$$

٢- اختبار القيمة الذاتية العظمى Maximum Eigen Values Test ويتم حسابه كما يلي:

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

ومن خلال مقارنة نسبة الإمكانية بالقيم الحرجة عند المستوى الاحتمالي ١%، ٥% يمكن تحديد عدد متجهات التكامل المشترك ومن ثم يفضل استخدام نموذج تصحيح الخطأ(ECM) Error Correction model . ويمكن صياغة هذا النموذج على النحو التالي: (Gujarati,2011:231-232)

$$\Delta y_t = a \Delta X_t + \theta (y_{t-1} - B X_{t-1}) + \mu_t$$

حيث أن: Δy_t تساوى ($y_t - y_{t-1}$) . ويبين نموذج تصحيح الخطأ أن التغير في y_t لايعتمد على التغير في X_t فقط، بل يعتمد أيضاً على مدى البعد عن التوازن بين y_t, X_t. ويتميز نموذج تصحيح الخطأ بأنه يعكس التغيرات الحركية في النموذج، كما يعكس العلاقة طويلة الأجل دون فقدان خصائصها. كما يركز البحث على اختبار السببية بعدها شرط ضروري لتأسيس جيد للسياسة الاقتصادية لان تحديد العلاقة السببية ما بين المتغيرات الاقتصادية يسمح في العديد من الاحيان بتحديد نوع العلاقة ما بينها في الاجل القصير، وهذا يتيح لنا معلومات تمكننا من الفهم النظري الجيد للظواهر الاقتصادية. ويمكن التعبير عنها بالمعادلات الاتية: (عطية، ٢٠٠٥: ٦٨٩)

$$Yt = \alpha_1 + \sum_{j=1}^{k} \beta_{1,i} Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \emptyset_{1,i} X_{t-i} + \varepsilon_{1,t} \ldots (1)$$

$$Xt = \alpha_2 + \sum_{j=1}^{k} \beta_{2,i} X_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \emptyset_{2,i} Y_{t-i} + \varepsilon_{2,t} \ldots (2)$$

ولاختبار العلاقة السببية نختبر فرضيتي العدم الاتيتين:

$$Ho: \emptyset_{1,t} = 0$$

$$Ho: \emptyset_{2,t} = 0$$

- اذا تم قبول الفرضيتين، اي لم تستطيع رفضهما فأن المتغيرين (X) و(Y) مستقلين عن بعضهما البعض.
- اذا تم رفض الفرضيتين معاً، فهناك علاقة سببية باتجاهين اي (X يسبب Y، وY يسببX).
- اذا تم رفض الاولى وقبول الثانية، فأن العلاقة السببية تكون من (Y) الى (X).
- اذا تم قبول الاولى ورفض الثانية، فأن العلاقة السببية تكون من (X) الى (Y).

مصادر البيانات البحثية:

تعتمد هذه الدراسة على البيانات المنشورة في الموقع الرسمي لكل من:

١- التقرير الاقتصادي السنوي المرسل للرئيس الامريكي للسنوات (1998) لغاية (٢٠١٣)

٢- وزارة التجارة الامريكية (مكتب التحليل الاقتصادي).
٣- النظام الاحتياطي الفيدرالي.

النتائج البحثية

على ضوء الأسلوب الحديث في تحليل السلاسل الزمنية والذي كان له الدور البارز في جعل العلاقات الاقتصادية قابلة للقياس والتحليل الكمي، سنقوم باستخدام اختبارات السكون ومنهجية التكامل المشترك (Cointegration Approach) وأنموذج تصحيح الخطأ، وطريقة انجل-كرينجر للسببية (Engel-Granger Causality) لدراسة وتحليل العلاقة بين متغيرات السياسة النقدية ومؤشرات الاستقرار النقدي (Y1,Y2,Y3) في الولايات المتحدة الامريكية وذلك في الأجلين القصير والطويل، باستخدام بيانات الربع سنوية للمدة من١٩٩٩–٢٠١٤، وإذا ما أثبتنا وجود علاقة تكامل مشترك بين هذه المتغيرات فأن ذلك يدل على استقرار العلاقة الاقتصادية بينهما في الأجل الطويل، ومن ثم فأن هذه المتغيرات لا تبتعد عن بعضها خلال تلك المدة.

اولاً: اختبارات السكون (الاستقرارية) Stationary Tests

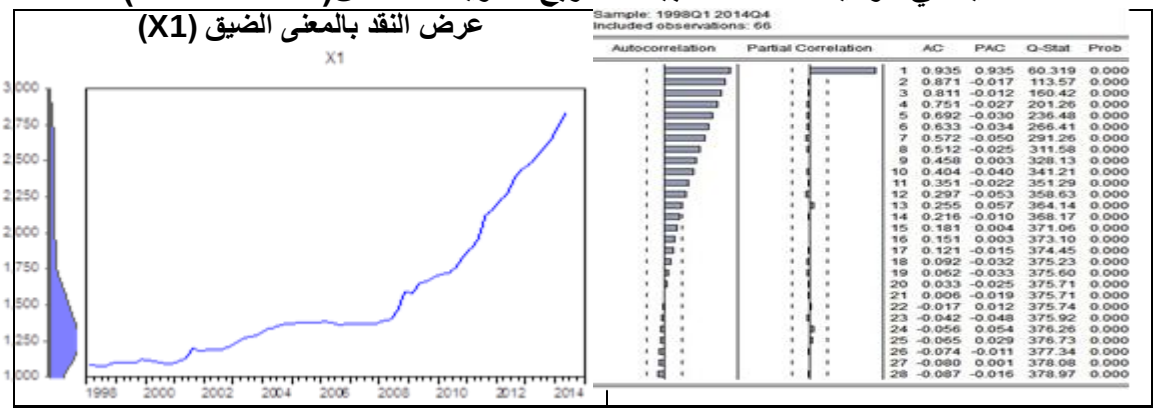
يوجد العديد من الاختبارات التي تستخدم في اختبار صفة السكون ومنها:

١ - الفحص المنظور للسلسلة الزمنية او دالة الارتباط الذاتي : **(Gujarati & Porter,2009:753)**

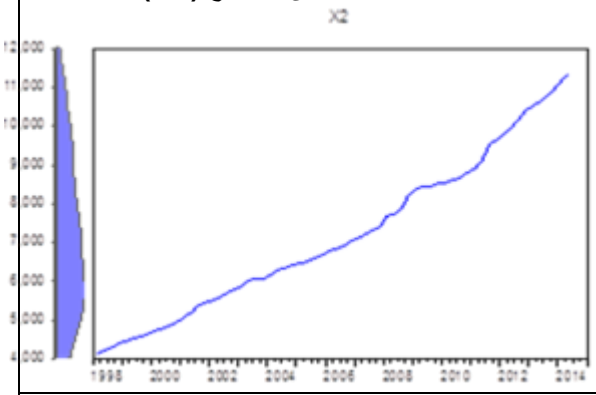
قبل اختبار جذر الوحدة يتم اختبار السلاسل الزمنية عن طريق الفحص المنظور للعينة وذلك من خلال رسم معاملات الارتباط ودالتي الارتباط الذاتي والجزئي عند مستوياتها الاصلية والفجوات الزمنية لتحديد استقرار السلاسل الزمنية. ويمكن توضيح شكل ارتباط العينة Sample Correlogram لمعاملات الارتباط الذاتي لمتغيرات السياسة النقدية، والشكل البياني للمشاهدات مقابل الزمن من خلال الشكل(١)

الشكل (١)

دالتي الارتباط الذاتي والجزئي والشكل البياني لمتغيرات السياسة النقدية عند مستوياتها الاصلية في الولايات المتحدة للبيانات الربع سنوية للمدة من(١٩٩٨-٢٠١٤)



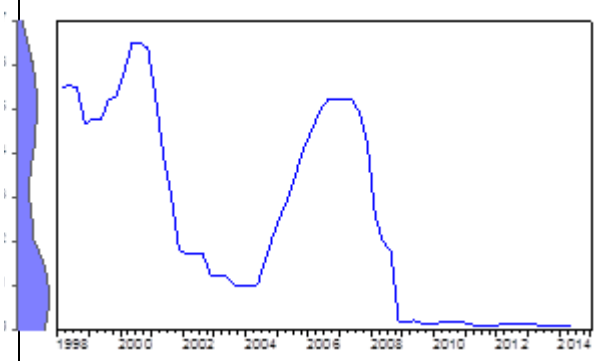
عرض النقد بالمعنى الواسع (X2)



Sample: 1998Q1 2014Q4
Included observations: 66

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.949	0.949	62.144	0.000
		2	0.898	-0.023	118.66	0.000
		3	0.848	-0.015	169.87	0.000
		4	0.799	-0.020	216.06	0.000
		5	0.750	-0.026	257.42	0.000
		6	0.701	-0.031	294.13	0.000
		7	0.651	-0.031	326.37	0.000
		8	0.604	-0.010	354.57	0.000
		9	0.558	-0.013	379.08	0.000
		10	0.513	-0.023	400.14	0.000
		11	0.468	-0.020	418.05	0.000
		12	0.424	-0.031	432.99	0.000
		13	0.386	0.030	445.59	0.000
		14	0.349	-0.008	456.12	0.000
		15	0.314	-0.012	464.82	0.000
		16	0.280	-0.018	471.88	0.000
		17	0.246	-0.034	477.40	0.000
		18	0.211	-0.024	481.57	0.000
		19	0.176	-0.039	484.53	0.000
		20	0.141	-0.029	486.47	0.000
		21	0.105	-0.038	487.56	0.000
		22	0.069	-0.028	488.05	0.000
		23	0.035	-0.023	488.18	0.000
		24	0.003	-0.002	488.18	0.000
		25	-0.027	-0.012	488.26	0.000
		26	-0.056	-0.025	488.60	0.000
		27	-0.081	0.005	489.37	0.000
		28	-0.106	-0.023	490.70	0.000

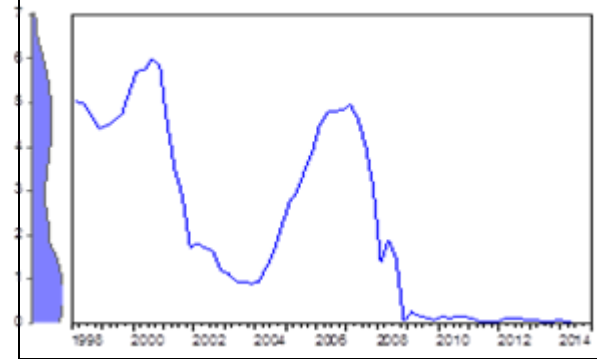
سعر الفائدة الفيدرالي (R1)



Sample: 1998Q1 2014Q4
Included observations: 66

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.953	0.953	62.730	0.000
		2	0.878	-0.333	116.79	0.000
		3	0.782	-0.195	160.39	0.000
		4	0.678	-0.056	193.67	0.000
		5	0.568	-0.078	217.42	0.000
		6	0.461	-0.010	233.31	0.000
		7	0.356	-0.058	242.93	0.000
		8	0.255	-0.045	247.97	0.000
		9	0.156	-0.100	249.88	0.000
		10	0.056	-0.113	250.14	0.000
		11	-0.039	-0.022	250.26	0.000
		12	-0.123	0.015	251.51	0.000
		13	-0.187	0.097	254.46	0.000
		14	-0.222	0.157	258.73	0.000
		15	-0.234	0.042	263.56	0.000
		16	-0.223	0.078	268.01	0.000
		17	-0.201	-0.068	271.71	0.000
		18	-0.171	-0.011	274.44	0.000
		19	-0.137	0.001	276.24	0.000
		20	-0.096	0.072	277.15	0.000
		21	-0.055	-0.019	277.45	0.000
		22	-0.018	-0.088	277.48	0.000
		23	0.018	-0.012	277.52	0.000
		24	0.064	0.143	277.96	0.000
		25	0.103	-0.090	279.12	0.000
		26	0.136	0.008	281.20	0.000
		27	0.164	0.089	284.30	0.000
		28	0.181	-0.044	288.17	0.000

سعر الفائدة على السندات (٣ اشهر)(R2)



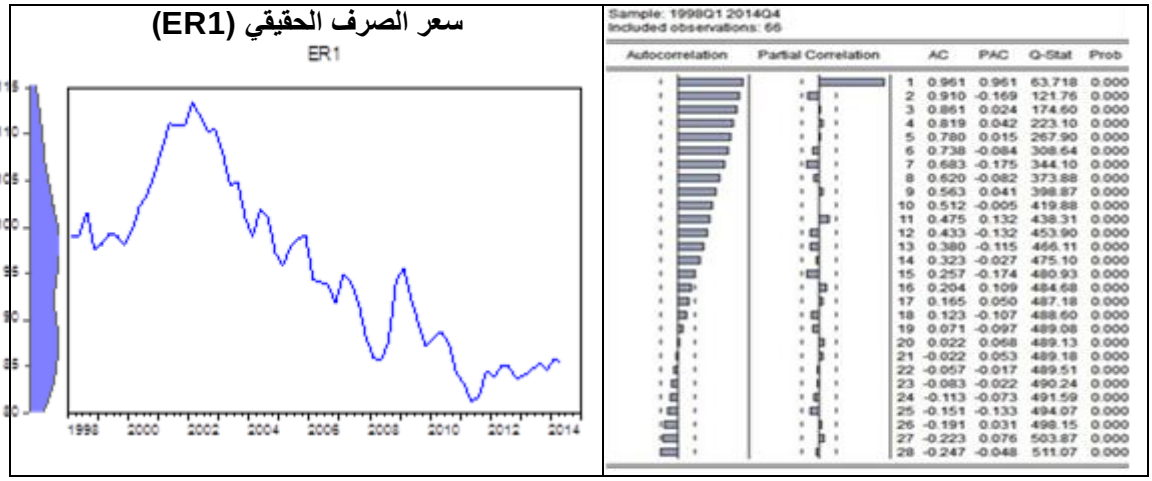
Sample: 1998Q1 2014Q4
Included observations: 65

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.432	0.432	12.717	0.000
		2	0.292	0.129	18.600	0.000
		3	0.385	0.274	28.992	0.000
		4	0.078	-0.242	29.429	0.000
		5	-0.028	-0.103	29.485	0.000
		6	-0.057	-0.127	29.725	0.000
		7	-0.178	-0.063	32.098	0.000
		8	-0.208	-0.059	35.398	0.000
		9	-0.131	0.068	36.727	0.000
		10	-0.190	-0.079	39.594	0.000
		11	-0.252	-0.145	44.735	0.000
		12	-0.289	-0.250	51.510	0.000
		13	-0.318	-0.156	60.057	0.000
		14	-0.247	0.006	65.257	0.000
		15	-0.262	-0.061	71.233	0.000
		16	-0.184	0.031	74.242	0.000
		17	-0.155	-0.155	76.411	0.000
		18	-0.115	-0.105	77.664	0.000
		19	-0.027	-0.123	77.734	0.000
		20	-0.013	-0.076	77.750	0.000
		21	0.049	0.013	77.983	0.000
		22	0.065	-0.047	78.413	0.000
		23	0.100	-0.045	79.444	0.000
		24	0.173	-0.036	82.638	0.000
		25	0.276	0.101	90.911	0.000
		26	0.179	-0.142	94.483	0.000
		27	0.212	0.024	99.650	0.000
		28	0.257	-0.032	107.42	0.000

سعر الصرف الاسمي (EN1)

Sample: 1998Q1 2014Q4
Included observations: 67

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.962	0.962	64.882	0.000
		2	0.907	-0.266	123.35	0.000
		3	0.856	0.110	176.31	0.000
		4	0.813	0.022	224.82	0.000
		5	0.779	0.081	270.08	0.000
		6	0.741	-0.125	311.70	0.000
		7	0.689	-0.167	348.25	0.000
		8	0.632	-0.002	379.57	0.000
		9	0.588	0.132	407.08	0.000
		10	0.546	-0.105	431.27	0.000
		11	0.514	0.109	453.07	0.000
		12	0.479	-0.101	472.39	0.000
		13	0.429	-0.155	488.17	0.000
		14	0.369	-0.113	500.03	0.000
		15	0.300	-0.184	508.02	0.000
		16	0.235	0.027	513.01	0.000
		17	0.186	0.119	516.21	0.000
		18	0.140	-0.128	518.06	0.000
		19	0.082	-0.119	518.71	0.000
		20	0.021	0.014	518.75	0.000
		21	-0.034	0.067	518.87	0.000
		22	-0.079	-0.007	519.51	0.000
		23	-0.104	0.074	520.65	0.000
		24	-0.126	-0.042	522.37	0.000
		25	-0.164	-0.146	525.33	0.000
		26	-0.202	0.084	529.93	0.000
		27	-0.233	0.075	536.20	0.000
		28	-0.259	-0.041	544.14	0.000

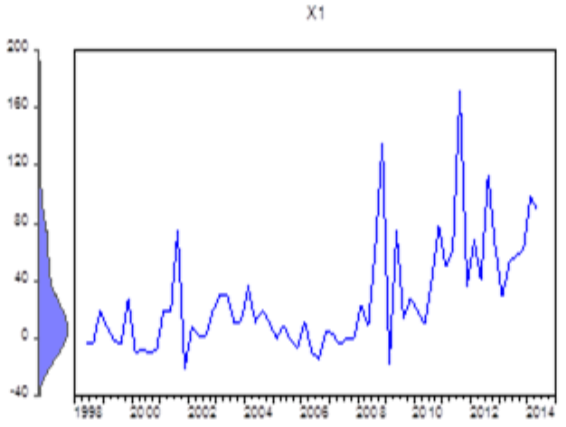


المصدر: من اعداد الباحث اعتماداً على مخرجات برنامج (Eviews 7).

كشفت النتائج عدم استقرار المتغيرات في مستوياتها الاصلية، وان قيم ACF تقع خارج حدود الثقة، ولذلك فان معاملات AFC تختلف عن الصفر معنوياً، وعليه فان قيمة احصاءة Q المحسوبة في الجدول مرتفعة وتختلف جوهريا عن الصفر في جميع النماذج.
وعند اخذ الفروق الاولى لمتغيرات السياسة النقدية في الولايات المتحدة الامريكية والتي تضمنها الانموذج وجد ان جميع المتغيرات قد اصبحت ساكنة كما هو موضح بالشكل (٢).

الشكل (٢)
دالتي الارتباط الذاتي والجزئي والشكل البياني لمتغيرات السياسة النقدية عند الفروق الاولى في الولايات المتحدة للبيانات الربع سنوية للمدة (١٩٩٨-٢٠١٤)

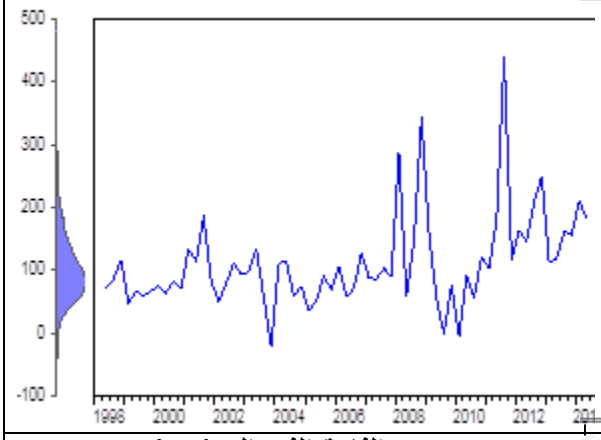
عرض النقد بالمعنى الضيق (X1)



Sample: 1998Q1 2014Q4
Included observations: 65

	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1			0.371	0.371	9.3770	0.002
2			0.424	0.332	21.822	0.000
3			0.365	0.178	31.182	0.000
4			0.321	0.086	38.529	0.000
5			0.279	0.037	44.199	0.000
6			0.235	0.002	48.266	0.000
7			0.302	0.131	55.100	0.000
8			0.253	0.059	59.987	0.000
9			0.231	0.009	64.139	0.000
10			0.179	-0.050	66.672	0.000
11			0.394	0.291	79.209	0.000
12			0.096	-0.199	79.971	0.000
13			0.130	-0.121	81.378	0.000
14			0.050	-0.134	81.592	0.000
15			0.035	-0.054	81.698	0.000
16			0.051	0.033	81.929	0.000
17			-0.059	-0.097	82.243	0.000
18			-0.017	-0.102	82.269	0.000
19			0.025	0.098	82.329	0.000
20			-0.074	-0.066	82.854	0.000
21			0.000	0.102	82.854	0.000
22			0.059	0.034	83.209	0.000
23			-0.071	-0.030	83.730	0.000
24			-0.103	-0.107	84.859	0.000
25			-0.126	-0.006	86.578	0.000
26			-0.102	0.007	87.740	0.000
27			-0.113	-0.023	89.212	0.000
28			-0.104	0.068	90.484	0.000

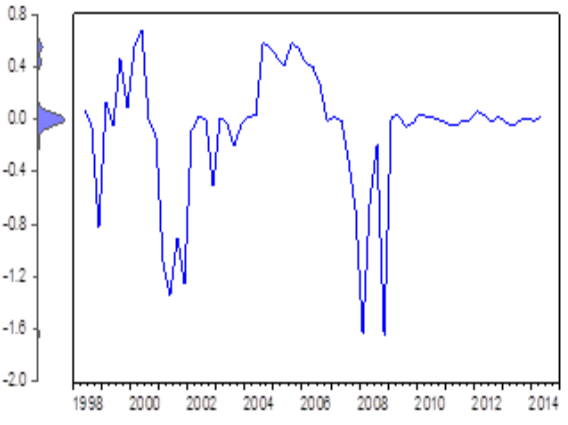
عرض النقد بالمعنى الواسع (X2)



Sample: 1998Q1 2014Q4
Included observations: 65

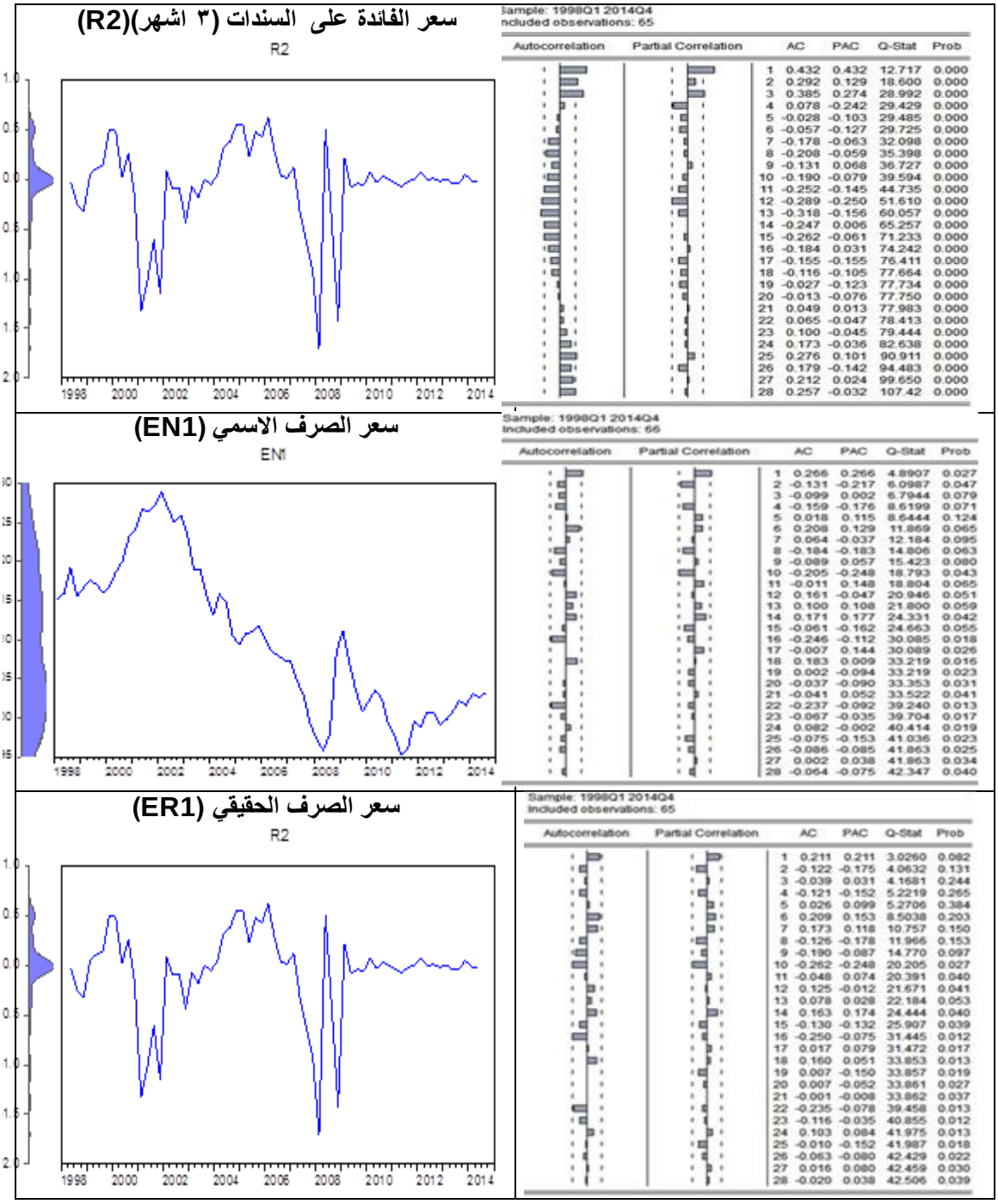
	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1			0.304	0.304	6.2734	0.012
2			0.154	0.068	7.9039	0.019
3			0.214	0.166	11.120	0.011
4			0.128	0.018	12.289	0.015
5			0.152	0.094	13.963	0.016
6			-0.060	-0.187	14.231	0.027
7			-0.008	0.024	14.236	0.047
8			-0.067	-0.119	14.574	0.068
9			-0.049	0.039	14.760	0.098
10			0.107	0.141	15.673	0.109
11			0.273	0.339	21.671	0.027
12			-0.007	-0.226	21.675	0.041
13			-0.018	-0.010	21.702	0.060
14			0.137	-0.003	23.307	0.055
15			0.038	-0.045	23.434	0.075
16			0.082	0.030	24.025	0.089
17			-0.071	-0.008	24.488	0.107
18			0.064	0.133	24.864	0.129
19			0.165	0.204	27.436	0.095
20			-0.049	-0.166	27.670	0.117
21			0.041	-0.098	27.837	0.145
22			0.157	0.115	30.335	0.111
23			0.025	-0.026	30.401	0.138
24			0.027	0.007	30.476	0.169
25			-0.018	-0.085	30.513	0.206
26			-0.044	-0.005	30.728	0.239
27			-0.076	-0.082	31.396	0.255
28			-0.069	0.091	31.960	0.276

سعر الفائدة الفيدرالي (R1)



Sample: 1998Q1 2014Q4
Included observations: 65

	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1			0.554	0.554	20.864	0.000
2			0.419	0.163	33.028	0.000
3			0.319	0.051	40.168	0.000
4			0.067	-0.245	40.487	0.000
5			-0.063	-0.129	40.774	0.000
6			-0.165	-0.098	42.795	0.000
7			-0.150	0.099	44.480	0.000
8			-0.162	-0.006	46.488	0.000
9			-0.168	-0.055	48.677	0.000
10			-0.157	-0.107	50.629	0.000
11			-0.241	-0.207	55.309	0.000
12			-0.240	-0.072	60.026	0.000
13			-0.356	-0.229	70.660	0.000
14			-0.335	-0.025	80.247	0.000
15			-0.270	-0.007	86.611	0.000
16			-0.218	0.016	90.828	0.000
17			-0.193	-0.195	94.224	0.000
18			-0.098	-0.077	95.105	0.000
19			-0.066	-0.168	95.512	0.000
20			-0.014	-0.005	95.530	0.000
21			0.066	0.043	95.957	0.000
22			0.051	-0.094	96.218	0.000
23			0.049	-0.154	96.465	0.000
24			0.157	0.007	99.066	0.000
25			0.219	0.089	104.30	0.000
26			0.232	-0.015	110.30	0.000
27			0.244	-0.051	117.11	0.000
28			0.302	0.034	127.87	0.000

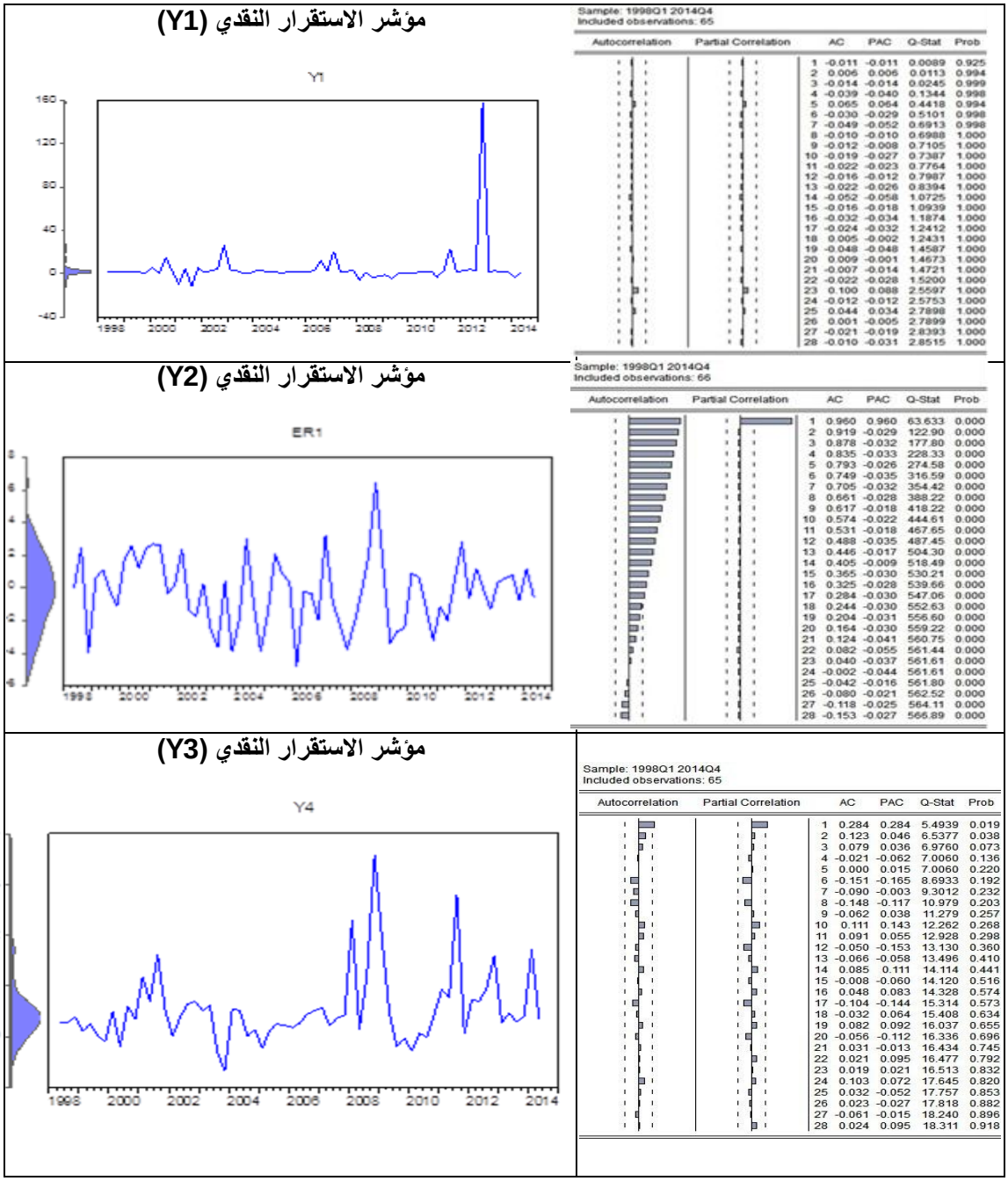


المصدر: من اعداد الباحث اعتماداً على مخرجات برنامج (Eviews 7).

اما شكل ارتباط العينة Sample Correlogram لدالتي (PAC,AC) لمؤشرات الاستقرار النقدي، والشكل البياني لها يمكن توضيحها من خلال الشكل (٣)

الشكل (٣)

دالة الارتباط الذاتي والجزئي والشكل البياني لمؤشرات الاستقرار النقدي عند مستوياتها الاصلية في الولايات المتحدة للبيانات الربع سنوية للمدة (١٩٩٨-٢٠١٤)



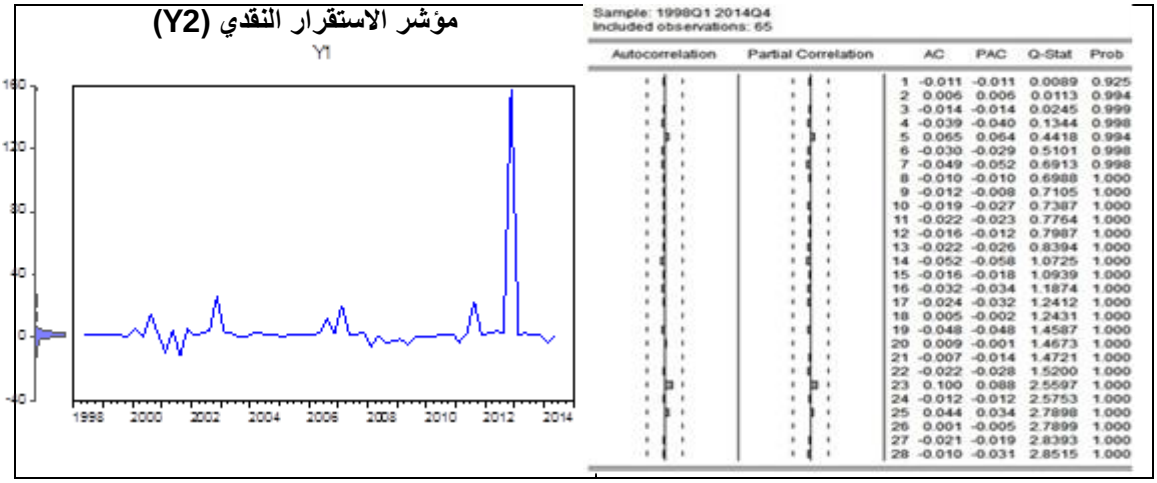
المصدر: من اعداد الباحث اعتماداً على مخرجات برنامج (Eviews 7).

اظهرت نتائج التحليل سكون مؤشرات الاستقرار النقدي (Y1,Y3) عند مستوياتها الاصلية وعدم سكون المؤشرات الاخرى عند المستوى نفسه، وان معاملات ACF تقع داخل حدود الثقة بالنسبة لـ (Y1,Y3) وخارجه للمؤشرات الاخرى، وعليه فان قيمة احصاءة Q المحسوبة في الجدول للمؤشرات الغير ساكنة تختلف معنوياً عن الصفر في حين انها كانت معنوية عند

المؤشرات الساكنة. وعند اخذ الفروق الاولى للمؤشرات غير الساكنة والتي تضمنها الانموذج وجد ان جميع المتغيرات قد اصبحت ساكنة كما هو موضح بالشكل (٤).

الشكل(٤)

دالتي الارتباط الذاتي والجزئي والشكل البياني لمؤشرات الاستقرار النقدي عند الفروق الاولى في الولايات المتحدة للبيانات الربع سنوية للمدة(١٩٩٨-٢٠١٤)



المصدر: من اعداد الباحث اعتماداً على مخرجات برنامج (Eviews 7).

٢ ـ تحليل نتائج اختبارات السكون (الأستقرارية) للسلسلة الزمنية (جذر الوحدة) (*Unit root*)

يوضح الجدول(١) اختبار سكون السلسلة الزمنية حسب اختبار ديكي- فولر الموسع (ADF) واختبار فيلبس- بيرون(P.P) لمتغيرات السياسة النقدية ومؤشرات الاستقرار النقدي وتشير النتائج حسب اختبار (ADF) أن السلاسل لأغلب متغيرات السياسة النقدية غير ساكنه عند المستوى بوجود حد ثابت أو وجود حد ثابت واتجاه عام وعند مستوى معنوية ١%، ٥%، ١٠% باستثناء سعر الفائدة على السندات (ثلاثة اشهر)(R2) بوجود حد ثابت واتجاه عام وعند مستوى معنوية ١%، كذلك سعر الفائدة الفيدرالي(R1) بوجود حد ثابت واتجاه عام وعند مستوى معنوية ٥%. اما مؤشرات الاستقرار النقدي فالسلسلة ساكنة عند مستوياتها الاصلية للمؤشرات (Y3،Y1) وعند مستوى معنوية ١% وغير ساكنة للمؤشر (Y2)، وبما أن السلاسل غير ساكنه في المستوى فقد تم اخذ الفروق الأولى لها، وقد تبين أن جميع السلاسل الزمنية للمتغيرات استقرت وعند مستوى معنوية ١% باستثناء عرض النقد بالمعنى الضيق (X1) لم يكن ساكنه عند وجود حد ثابت عند مستوى ١% وانما مستقر عند مستوى معنوية ١٠%. وبما ان اختبار (P.P) يعتبر اكثر كفاءة من اختبار(ADF) بسبب ان هذا الاختبار يقوم على تصحيح غير معلمي لإحصاءات ديكي- فولر، من خلال تصحيح الارتباط الذاتي في بواقي معادلة جذر الوحدة مع الأخذ بعين الاعتبار الاخطاء المرتبطة، فهو يسمح بإلغاء التحيزات الناتجة عن المميزات الخاصة للتذبذبات العشوائية، لذلك فقد تم اختبار السلاسل الزمنية. **(Asteriou & Hall, 2007: 297-298)**

جدول (١)

اختبار ADF للمستويات والفروق الاولى لمؤشرات السياسة النقدية ومؤشرات الاستقرار النقدي في الولايات المتحدة للبيانات الربع سنوية للمدة ١٩٩٨-٢٠١٤

المتغير	Exogenous	اختبار ديكي فولر الموسع (ADF)		اختبار فيلبس بيرون (P.P)	
		المستويات	الفروق الاولى	المستويات	الفروق الاولى

Prob.	Adj.t-Stat	Prob.	Adj.t-Stat	Prob.	t-Statistic	Prob.	t-Statistic		
٠.٠٠٠٠	-٥.٤٤١٥٧	١.٠٠٠٠	٥.٥٧٦٢٩	٠.٠٩٢١	-٢.٦٣١٣٥	١.٠٠٠٠	٦.٠٦١١٤	حد ثابت	X1
٠.٠٠٠٠	-٧.٣٨٠٠٨	١.٠٠٠٠	١.٥٣٩٥٣	٠.٠٠٠٠	-٧.٢١٩٧١	١.٠٠٠٠	١.٧٦٨٠٣	حد ثابت واتجاه عام	
٠.٠٠٠٠	-٥.٧٥٣٨٤	١.٠٠٠٠	٣.٢٧٤٧٩	٠.٠٠٠٠	-٥.٦٩٤٩١	١.٠٠٠٠	٣.٦١٧٨٦	حد ثابت	X2
٠.٠٠٠٠	-٦.٥٤٥٢٩	٠.٩٩٧٩	٠.٢٤٣٠٩	٠.٠٠٠٠	-٦.٥٦٠٤٠	٠.٩٩٩٠	٠.٤٦٣٨٢	حد ثابت واتجاه عام	
٠.٠٠٠٨	-٤.٣٥٨٧٧	٠.٤٧٠٤	-١.٦١٢٨٢	٠.٠٠١٣	-٤.٢٢٠٢٦	٠.٣٣٨٤	-١.٨٨٢٤٣	حد ثابت	R1
٠.٠٠٥٢	-٤.٣٣٨٣٣	٠.٥١٣٥	-٢.١٤١٠٦	٠.٠٠٧٨	-4.19647	٠.٠٤٦٤	-٣.٥١٥٦٥	حد ثابت واتجاه عام	
٠.٠٠٠١	-٥.١٧٥٠٩	٠.٤٨٨٩	-١.٥٧٦٢٤	٠.٠٠٠١	-٤.٩٥٥٦٣	٠.١٧٣٢	-٢.٣٠٦٤٤	حد ثابت	R2
٠.٠٠٠٤	-٥.١٤٥٩٥	٠.٥١٠٨	-٢.١٤٦٠٠	٠.٠٠٠٩	-٤.٩٢٢٤٢	٠.٠٠٠١	-٤.٩٥٥٦٣	حد ثابت واتجاه عام	
٠.٠٠٠٠	-٥.٨٢٢٣١	٠.٧١٠٦	-١.١٠١٣٠	٠.٠٠٠٠	-٦.٠٣٥٩٥	٠.٦١٤٨	-١.٣٢١٢٣	حد ثابت	EN1
٠.٠٠٠١	-٥.٧٦١٩٩	٠.٤٦١٢	-٢.٢٣٧٥٩	٠.٠٠٠٠	-٥.٩٧٩٩٦	٠.٢٧٤٤	-٢.٦١٧٠٦	حد ثابت واتجاه عام	
٠.٠٠٠٠	-٦.٢٧٩٧٧	٠.٨٠٩٢	-٠.٨١٠٧٨	٠.٠٠٠٠	-٦.٣٥٥٢٧	٠.٧٦٠٤	-٠.٩٦٥٧٥	حد ثابت	ER2
٠.٠٠٠٠	-٦.٢٥٤٥٩	٠.٤٩١٠	-٢.١٨٢٢٩	٠.٠٠٠٠	-٦.٣٣٤٨٦	٠.٢٧٤٣	-٢.٦١٧٥٠	حد ثابت واتجاه عام	
----	------	٠.٠٠٠٠	-٧.٩٦٤١٥	----	----	٠.٠٠٠٠	-٧.٩٦٤١٥	حد ثابت	Y1
----	------	٠.٠٠٠٠	-٨.١٠٠٣٧	----	----	٠.٠٠٠٠	-٨.٠٩٩١٤	حد ثابت واتجاه عام	
٠.٠٠٠٢	-٤.٨٥٢٨٠	٠.٩٥٠١	-0.04753	٠.٠٠٠٢	-٤.٨٢٨٦٨	٠.٩١٨٢	-٠.٣٠٢٢٢	حد ثابت	Y2
٠.٠٠١٢	-٤.٨٠٩٣٥	٠.٧١٠٢	-١.٧٦٥٠٨	٠.٠٠١٣	-٤.٧٨٨٩٢	٠.٧٩٧٧	-١.٥٦٠١١	حد ثابت واتجاه عام	
----	------	٠.٠٠٠٠	-٥.٨٨٠٨٦	----	------	٠.٠٠٠٠	-٥.٨٨٠٠٩	حد ثابت	Y3
----	------	٠.٠٠٠٠	-٦.٠٩٤٩٨	----	------	٠.٠٠٠٠	-٦.٠٩٨٥٨	حد ثابت واتجاه عام	
%١ %٥ %١٠	-3.53657 -.907660 -2.59139	%١ %٥ %١٠	-3.5386 -2.9069 -2.5910	%١ %٥ %١٠	-3.53658 -2.90766 -2.59139	%١ %٥ %١٠	-35386 - 2.90692 - 2.59100	حد ثابت	مستوى المعنوية
%١ %٥ %١٠	- 4.10794 - 3.48159 - 3.16869	%١ %٥ %١٠	- 4.1055 - 3.4804 - 3.1680	%١ %٥ %١٠	-410794 -3.48159 -3.16869	%١ %٥ %١٠	- 4.10553 3.48046 -316803	حد ثابت واتجاه عام	مستوى المعنوية

المصدر: من اعداد الباحث اعتماداً على مخرجات برنامج (Eviews 7).

أظهرت نتائج اختبار (P.P) أن السلاسل الزمنية لمتغيرات السياسة النقدية غير ساكنة عند مستوياتها الاصلية، اذ ان القيم المحسوبة لمعلمات المتغيرات تقل عن القيم الحرجة ما يعني عدم امكانية رفض فرضية جذر الوحدة (H0:λ=0)، في حين ان السلاسل الزمنية لمؤشرات الاستقرار النقدي ساكنة عند مستوياتها الاصلية للمؤشرات (Y3،Y1) وعند مستوى معنوية ١% وغير ساكنة للمؤشر (Y2)، وبما أن السلاسل غير ساكنة لمتغيرات السياسة النقدية ومؤشر (Y2) في المستوى فقد تم اخذ الفروق الأولى لهذه السلاسل، ووفقاً لاختبار (P.P) فأن

جميع السلاسل الزمنية أصبحت ساكنة عند الفروق الأولى بوجود حد ثابت أو حد ثابت واتجاه عام وعند مستوى معنوية ١%. وعليه يمكن الاستنتاج بان السلاسل الزمنية لأغلب متغيرات السياسة النقدية ومؤشر الاستقرار النقدي (Y2) في الولايات المتحدة الامريكية هي سلاسل غير ساكنة عند المستوى لكنها ساكنة عند الفروق الاولى، وكل متغير من متغيرات السياسة النقدية يعد متكامل من الدرجة الاولى طالما ان الفرق الاول لكل منها متكامل من الدرجة صفر. وهذه النتائج تنسجم مع النظرية القياسية التي تفترض ان اغلب المتغيرات الاقتصادية تكون غير ساكنة عند مستوياتها الاصلية وتصبح ساكنة عند الفروق الاولى. **(Patterson, 2011: 204)**

ثانياً: نتائج اختبار التكامل المشترك في الولايات المتحدة

يستخدم اختبار التكامل المشترك لإنشاء علاقات طويلة الامد بين المتغيرات غير الساكنة، وهناك طريقتان رئيستان لإجراء هذا الاختبار، الاولى طريقة انجل- جرانجر وتقتصر تطبيق هذه الطريقة على النماذج ذات المعادلة الواحدة وتتضمن متجه تكامل مشترك وحيد. والطريقة الاخرى هي طريقة جوهانسن والتي تعد اكثر كفاءة من اختبار جرانجر ذو الخطوتين لاسيما في العينات الصغيرة أو حينما يكون هناك اكثر من متغيرين في النموذج. وتستند الى أنموذج VAR الذي يتيح تقدير كل متجهات التكامل المشترك الممكنة بين المتغيرات، يتضمن التكامل المشترك وجود انموذج متجه تصحيح الخطأ VECM والذي يستخدم لتقدير المرونات قصيرة وطويلة الامد.

جدول (٢)

اختبار التكامل المشترك باستخدام طريقة جوهانسن – جسليوس لمؤشرات الاستقرار النقدي في الولايات المتحدة الامريكية للبيانات الربع سنوية للمدة من(١٩٩٨-٢٠١٤)

العلاقات	اختبار الاثر λ trace				اختبار القيمة المميزة العظمى λ max				القيمة الذاتية
	فرضية العدم	الفرضية البديلة	λ trace	القيمة الحرجة (٥%)	فرضية العدم	الفرضية البديلة	λ Max	القيمة الحرجة (٥%)	
Y1 (X1,X2 R1,R2, (EN1,ER1	r= 0 r ≤ 1 r ≤ 2 r ≤ 3	r > 0 r > 1 r > 2 r > 3	177.2346 108.805٥ 64.66431 ٤٢.19023	125.6154 95.75366 69.81889 47.85613	r = 0 r = 1 r = 2 r = 3	r = 1 r = 2 r = 3 r = 4	68.42910 44.14117 22.47408 21.12254	46.23142 40.07757 33.87687 27.58434	0.668357 0.509316 0304055 0.288718
Y2 (X1,X2 R1,R2, (EN1,ER1	r= 0 r ≤ 1 r ≤ 2 r ≤ 3	r > 0 r > 1 r > 2 r > 3	٢٠٣.٩٢٨٧ ١٢٤.٤٥١٥ ٧١.٩٨١٣١ ٤١.٩٠٩٥٢	١٢٥.٦١٥٤ ٩٥.٧٥٣٦٦ ٦٩.٨١٨٨٩ ٤٧.٨٥٦١٣	r = 0 r =1 r = 2 r = 3	r = 1 r = 2 r = 3 r = 4	٧٩.٤٧٧٢١ ٥٢.٤٧٠٢٣ ٣٠.٠٧١٧٨ 19.08556	46.23142 40.07757 3.87687 27.58434	0.668357 0.509316 0304055 0.288718
Y3	r= 0	r > 0	١٧٧.٧٦٣٢	125.6154	r =	r = 1	٥٩.٠٩٥١٨	46.23142	0.668357

0.509316 0304055 0.288718	40.07757 33.87687 27.58434	٤١.٧٢٥٧٩ ٣٢.٤٣٠٥٦ 20.58140	r = 2 r = 3 r = 4	0 r =1 r = 2 r = 3	95.75366 69.81889 47.85613	١١٨.٦٦٨٠ ٧٦.٩٤٢٢٥ ٤٤.٥١١٦٩	r > 1 r > 2 r > 3	r ≤ 1 r ≤ 2 r ≤ 3	(X1,X2 R1,R2, (EN1,ER1

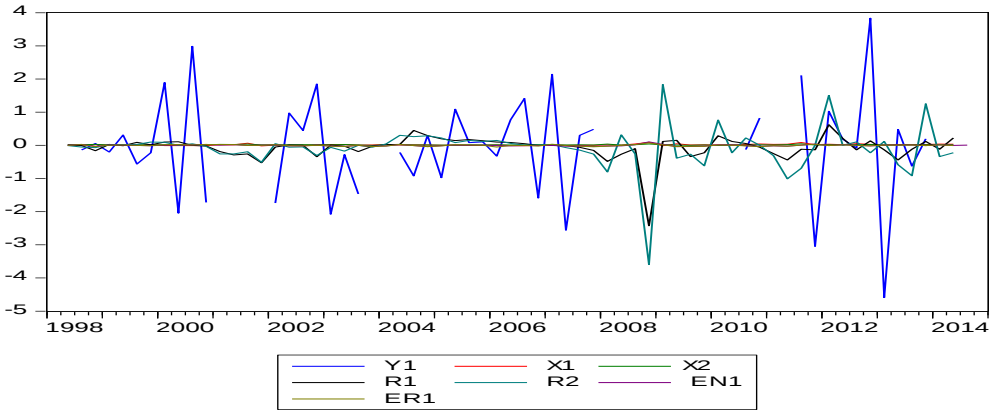
المصدر: من اعداد الباحث اعتماداً على مخرجات برنامج (Eviews 7).

يوضح الجدول (٢) نتائج اختبار جوهانسن – جسليوس(J.J) لاختبار كل من الاثر (λ trace) واختبار القيمة المميزة العظمى(λmax) لمؤشر الاستقرار النقدي (Y1) حيث ان القيمة المحسوبة لاختبار الاثر البالغة (١٧٧.٢٣٤٦) و(108.8055) على الترتيب اكبر من القيمة الحرجة المناظرة لها عند مستوى معنوية ٥% ما يعني رفض فرضية العدم (H0:r=0) بعدم وجود اي متجه للتكامل المشترك ومن ثم قبول الفرضية البديلة والذي تعني وجود اكثر من متجه للتكامل المشترك(**r > 1**). ويحدد اختبار القيمة المميزة العظمى Maximum Eigen (Value) عدد متجهات التكامل المشترك حيث تبين النتائج أن القيمة المحسوبة لمعدل الامكان الاعظم بلغت (68.42910) و(44.14117) على الترتيب عند مستوى معنوية ٥% وهي اكبر من القيمة الحرجة المناظرة لها، ما يعني رفض فرضية العدم(H0) بعدم وجود اي متجه للتكامل المشترك وقبول الفرض البديل(H1) بوجود متجهين للتكامل المشترك(r = 2) ما يدل على وجود توليفة خطية ساكنة بين متغيرات السياسة النقدية ومؤشر الاستقرار النقدي (Y1)، كذلك تؤكد هذه النتيجة وجود علاقة توازنية طويلة الاجل بين المتغيرات ما يستدل على أنها لا تبتعد عن بعضها كثيراً بحيث تظهر سلوكاً متشابهاً خلال الزمن.

الشكل (٥)
العلاقة طويلة الاجل بين متغيرات السياسة النقدية ومؤشر الاستقرار النقدي (Y1) في الولايات المتحدة للبيانات الربع سنوية للمدة (١٩٩٨-٢٠١٤)

المصدر: من اعداد الباحث اعتماداً على مخرجات برنامج (Eviews 7).

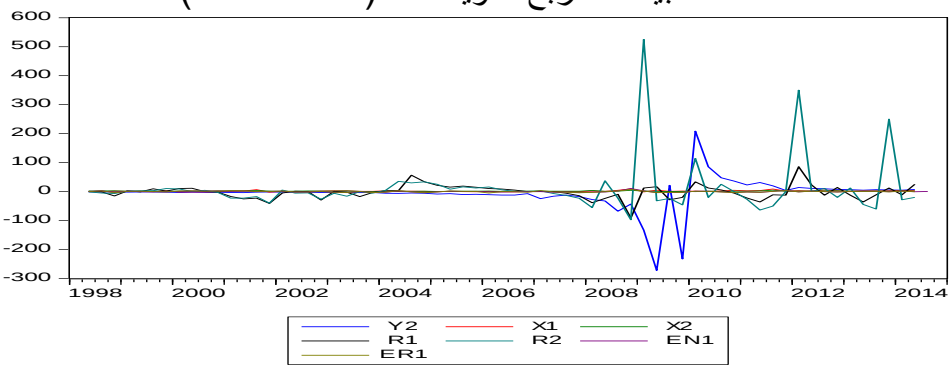
من جانب آخر يوضح الجدول (٢) نتائج أختبار التكامل المشترك للمؤشر (Y2)، إذ ان القيم



الثلاثة الاولى لأختبار الاثر (λ trace) أكبر من القيم الحرجة المناظرة لها عند مستوى ٥%، اي وجود أكثر من متجهين للتكامل المشترك(r > 2). بينما يوكد أختبار القيمة المميزة العظمى على وجود متجهين فقط للتكامل المشترك (r = 2) بسبب ان القيم الاولى والثانية المحسوبة لـ (λmax) أكبر من القيم الجدولية المناظرة لها عند مستوى معنوية ٥% ومن ثم قبول الفرضية البديلة، بينما القيمة الثالثة لنتيجة الاختبار البالغة (30.07178) أقل من القيمة الجدولية ومن ثم قبول فرضية العدم. وجاءت نتائج الأختبارات أعلاه للتكامل المشترك لتوضيح العلاقة طويلة الأجل بين متغيرات السياسة النقدية ومؤشر الاستقرار النقدي (Y2)، كما بالشكل (٦).

الشكل (٦)

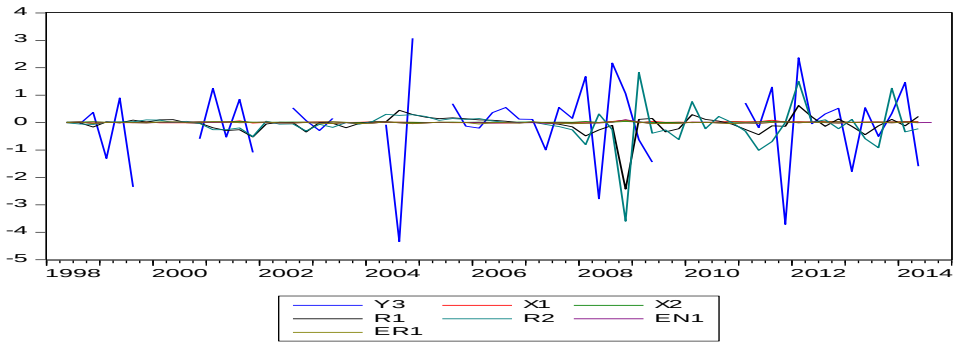
العلاقة طويلة الاجل بين متغيرات السياسة النقدية ومؤشر الاستقرار النقدي (Y2) في الولايات المتحدة للبيانات الربع سنوية للمدة (١٩٩٨-٢٠١٤)



المصدر: من اعداد الباحث اعتماداً على مخرجات برنامج (Eviews 7).

كما يشير الجدول (٢) لنتائج المؤشر (Y3)، إذ ان القيم الثلاثة الاولى لأختبار الاثر (λ trace) أكبر من القيم الحرجة المناظرة لها عند مستوى ٥%، ما يعني رفض فرضية العدم وقبول الفرضية البديلة، اي وجود أكثر من متجهين للتكامل المشترك(r > 2). بينما يوكد أختبار القيمة المميزة العظمى على وجود متجهين فقط للتكامل المشترك(r = 2) بسبب ان القيمة الاول والثانية المحسوبة لـ(λmax) أكبر من القيم الجدولية المناظرة لها، ومن ثم قبول الفرضية البديلة. اما اتجاه وسلوك العلاقة طويلة الاجل بين المتغيرات فيمكن توضيحها بالشكل(٧).

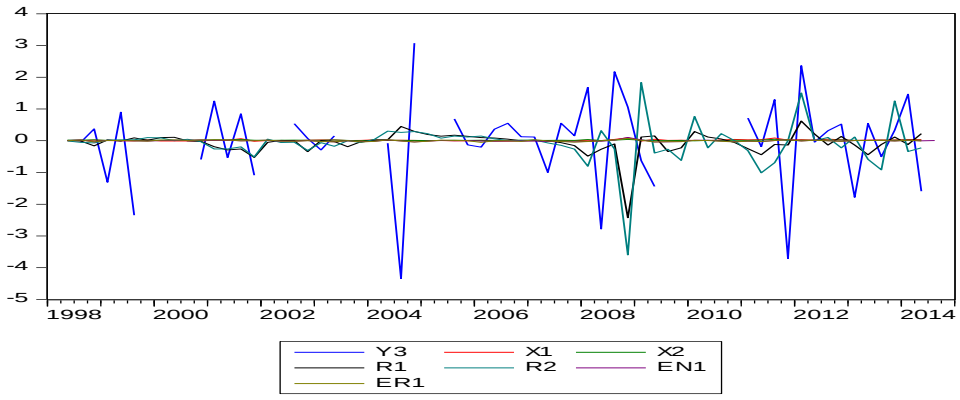
الشكل (٧)
العلاقة طويلة الاجل بين متغيرات السياسة النقدية ومؤشر الاستقرار النقدي (Y3) في الولايات المتحدة للبيانات الربع سنوية للمدة (١٩٩٨-٢٠١٤)



المصدر: من اعداد الباحث اعتماداً على مخرجات برنامج (Eviews 7).

ثالثاً: تقدير انموذج متجه تصحيح الخطأ Vector Error Correction Model (VECM)

أثبتت اختبارات السكون عدم سكون السلاسل الزمنية لاغلب متغيرات أنموذج الدراسة عند المستوى وسكونها عند الفروق الاولى ومن ثم تم التحقق من انها متكاملة تكاملاً مشتركاً، باعتماد اختبار جوهانس- جسليوس مع وجود متجه او اكثر من متجه للتكامل ومعادلة او اكثر من معادلة تكاملية ما يتطلب تحديد اتجاه هذه العلاقة في الاجلين القصير والطويل بين متغيرات



السياسة النقدية ومؤشرات الاستقرار النقدي ومن ثَمَّ تقدير أنموذج متجه تصحيح الخطأ (VECM)، لمعرفة اتجاه العلاقة بين المتغيرات وتحليل علاقات التكامل المشترك التي تقيد سلوك المتغيرات الداخلية في الاجل الطويل لتتجمع حول علاقاتها التكاملية مع السماح بالتعديل الديناميكي في الاجل القصير. ويعتمد إنموذج تصحيح الخطأ في تقدير استجابة مؤشرات الاستقرار النقدي لمتغيرات السياسة النقدية على المعادلة الاتية:

$$\Delta Yi_t = \alpha_0 + b_{Yi}e_{t-1} + \sum b_1\Delta Y_{t-1} + \sum b_2\Delta X1_{t-1} + \sum b_3\Delta X2_{t-1} + \sum b_4\Delta R1_{t-1} + \sum b_5\Delta R2_{t-1} + \sum b_7\Delta EN1_{t-1} + \sum b_8\Delta ER1_{t-1} + e_t$$

حيث ان جزء متجه تصحيح الخطأ لمؤشرات الاستقرار النقدي هو:

$$EC_{t-1} = \alpha\,[Yi_{t-1} - C(٢)X1_{t-1} - C(٣)X2_{t-1} - C(٤)R1_{t-1} - C(٥)R2_{t-1} - C(٦)EN1_{t-1} - C(٧)ER1_{t-1} - C(٨)ER1_{t-1}]$$

حيث ان :
ΔYi_t: التغير في مؤشر الاستقرار النقدي.
ΔYi_{t-1}: التغير في مؤشر الاستقرار النقدي لسنة سابقة.
$\Delta X1_{t-1}$: التغير في عرض النقد بالمعنى الضيق لسنة سابقة.
$\Delta X2_{t-1}$: التغير في عرض النقد بالمعنى الواسع لسنة سابقة.
$\Delta R1_{t-1}$: التغير في سعر الفائدة الفيدرالي في الولايات المتحدة لسنة سابقة.
$\Delta R2_{t-1}$: التغير في سعر الفائدة على السندات الحكومية (٣ اشهر) لسنة سابقة
$\Delta EN1_{t-1}$: التغير في سعر الصرف الاسمي Broad لسنة سابقة.
$\Delta ER1_{t-1}$: التغير في سعر الصرف الحقيقي Broad لسنة سابقة.
C(2)،C(3)،C(4)،C(5)،C(6)،C(7)،C(8): معلمات متجه التكامل.
EC_{t-1} : هو حد تصحيح الخطأ الذي يقيس سرعة التعديل نحو التوازن في الاجل القصير الى التوازن في الاجل الطويل.
وفيمايلي عرض لنتائج انموذج تصحيح الخطأ لأستجابة مؤشرات الاستقرار النقدي للمتغيرات المستقلة للسياسة النقدية في الولايات المتحدة الامريكية.

١ - استجابة مؤشر الاستقرار النقدي (Y1)

ان أثر المتغيرات المستقلة المتمثلة بمؤشرات السياسة النقدية في مؤشر الاستقرار النقدي (Y1)، يمكن توضيحه من خلال المعادلات الاتية:

المعادلة الاولى: تمثل اثر متغيرات السياسة النقدية المتمثلة بعرض النقد بالمعنى الضيق (X1) وسعر الفائدة الفيدرالي (R1) وسعر الصرف الاسمي (EN1) وحسب المعادلة الاتية:[١]

$$Y1 = f(X1, R1, EN1) \ldots\ldots (1)$$

وكانت نتائج انموذج تصحيح الخطأ للمعادلة اعلاه كالاتي:

$$D(Y1) = C(1)*(Y1(-1) - 0.029*X1(-1) + 2.6398*R1(-1) - 0.0052*EN1(-1) + 34.90) + C(2)*D(Y1(-1)) + C(3)*D(Y1(-2)) + C(4)*D(X1(-1)) + C(5)*D(X1(-2)) + C(6)*D(R1(-1)) + C(7)*D(R1(-2)) + C(8)*D(EN1(-1)) + C(9)*D(EN1(-2)) + C(10)$$

وان مكون تصحيح الخطأ هو:

$$(Y1(-1) - 0.029*X1(-1) + 2.6398*R1(-1) - 0.0052*EN1(-1) + 34.90)$$

الذي يمثل (سلسلة البواقي المبطأ)، وفى الأجل الطويل فان هذا المكون سوف يساوي الصفر. ولكن اذا انحرفت هذه المتغيرات عن التوازن في الاجل الطويل فان هذا المكون لن يساوي صفرا. وكل متغير من المتغيرات الداخلية (غير الساكنة) سوف يتكيف ويتعدل ليحقق علاقة التوازن بشكل جزئي. وباستعمال طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS) كانت نتائج التقدير منسجمة مع ما هو متوقع فقد جاءت اشارة مكون تصحيح الخطأ (معامل سرعة التعديل C1) سالبة وذو معنوية احصائية عالية، وهو يشير الى مقدار التغير في المتغير التابع نتيجة لانحراف قيمة المتغيرات المستقلة بالاجل القصير عن قيمتها التوازنية بالاجل الطويل بمقدار الوحدة، اي المعدل الذي تتجه فيه العلاقة قصيرة الاجل نحو العلاقة طويلة الاجل. وان الدالة

[١] تم تقسيم المتغيرات المستقلة الى مجموعتين لتوضيح التكامل المشترك بين المتغيرات ودرجة استجابة المتغير المعتمد لهذا التاثير سواء بالاجل الطويل او القصير ، فضلاً عن التخلص من مشكلة التعدد الخطي بين المتغيرات المستقلة.

معنوية ككل حسب اختبار F وعلى مستوى ١% وان معامل التحديد يفسر نسبة جيدة من التغيرات في متغير الاستجابة في مثل هذه النماذج، وكذلك خلو النموذج من مشكلة الارتباط الذاتي حسب اختبار (D.W). ولمعرفة الاثر المشترك للمتغيرات المبطأة التي تمثل معلماتها العلاقة قصيرة الاجل تم اعتماد اختبار Wald لبيان الاثر المشترك لكل متغير من المتغيرات المستقلة على المتغير المعتمد وفقاً لفرضيات العدم الموضحة بالجدول (٤): **Cameron&Trivedi, (2005: 230)**، وعند اختبار فرضية العدم لـ(X1) يظهر هناك علاقة قوية في الاجل القصير بين عرض النقد بالمعنى الضيق ومؤشر الاستقرار النقدي، وذلك لان اختبار F معنوي على مستوى ١% وان قيمة χ^2 ذو معنوية عالية جداً ومن ثم رفض فرضية العدم، وقبول الفرضية البديلة التي تشير الى وجود تأثير مشترك لمتغيري عرض النقد بالمعنى الضيق(X_{t-1}, X_{t-2}) على مؤشر الاستقرار النقدي (Y1). وعدم ثبوت معنوية العلاقة قصيرة الاجل للمتغيرات التفسيرية الاخرى المتضمنه بالنموذج، وان معلمة التعديل المقدرة C(1) تشير الى ان ٧٢% من التباعد بين الاجل الطويل والاجل القصير سوف يصحح خلال المدة الزمنية نفسها، اي يوجد معدل عالي للتعديل الى وضع التوازن. وذلك لكون النموذج ليس بسيطاً ويحتوي على اكثر من متغير.

جدول (٣)
نتائج تقدير إنموذج تصحيح الخطأ (VECM) لأستجابة مؤشر الاستقرار النقدي (Y1) للتغيرات في مؤشرات السياسة النقدية(X1,R1,EN1) للبيانات الربع سنوية للمدة (١٩٩٨-٢٠١٤).

المعلمات Coefficient	قيمة المعلمات	احصاءات (T) t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.720391	-2.983706	0.0043
C(2)	-0.113365	-0.520173	0.6052
C(3)	-0.007155	-0.047066	0.9626
C(4)	-0.005849	-0.055466	0.9560
C(5)	-0.259779	-2.569884	0.0131
C(6)	-0.240490	-0.031481	0.9750
C(7)	0.933974	0.123406	0.9023
C(8)	0.128810	0.096645	0.9234
C(9)	0.983652	0.776806	0.4408
C(10)	7.045340	1.457972	0.1509
R-squared	0.481658	Men dependent var	-0.003462
Adjusted R-squared	0.391945	S.D. dependent var	29.34447
S.E. of regression	22.88219	Akaik info criterion	9.245285
Sum squared resid	27226.93	Scharz criterion	9.588371
Log likelihood	-276.6038		9.379989
	0.000035		2.093394

F-statistic Prob(F-statistic)		Hannon-uinn critr. Durbin-Watson stt	

المصدر: من اعداد الباحث اعتماداً على مخرجات برنامج (Eviews 7).

جدول (٤)

اختبار وجود العلاقة قصير الاجل للأثر المشترك بين المتغيرات (X1,R1,EN1) ومؤشر الاستقرار النقدي (Y1) في الولايات المتحدة للبيانات الربع سنوية للمدة من (١٩٩٨-٢٠١٤)

المتغيرات التفسيرية	أختبار Wald				
	فرضية العدم	F-statistic	Prob.	Chi-square	Prob.
X1	C(4)=C(5)=0	3.309941	0.0444	6.619882	0.0365
R١	C(6)=C(7)=0	0.008888	0.9912	0.017776	0.9912
EN1	C(8)=C(9)=0	0.346253	0.7090	0.692506	0.7073

المصدر: من اعداد الباحث اعتماداً على مخرجات برنامج (Eviews 7).

كما يمكن ايجاد المعادلة النهائية للمتغيرات المستقلة الثلاثة وبتباطئ مدتين زمنيتين وحسب انموذج تصحيح الخطأ والتي يمكن الاستفادة منها في التنبؤ وكمايلي:

D(Y1) = -0.72*(Y1(-1) - 0.029*X1(-1) + 2.6398*R1(-1) - 0.0052*EN1(-1) + 34.90) - 0.113*D(Y1(-1)) - 0.0071*D(Y1(-2)) - 0.0058*D(X1(-1)) - 0.2597*D(X1(-2)) - 0.240*D(R1(-1)) + 0.933*D(R1(-2)) + 0.1288*D(EN1(-1)) + 0.9836*D(EN1(-2)) + 7.045

المعادلة الثانية: تمثل اثر تغيرات مؤشرات السياسة النقدية المتمثلة بعرض النقد بالمعنى الواسع (X2)، وسعر الفائدة على السندات الحكومية (3 اشهر)(R2)، وسعر الصرف الحقيقي (ER1) وحسب المعادلة الاتية:

$$Y1 = f(X^{2}, R^{2}, ER1) \ldots\ldots (2)$$

ان انموذج تصحيح الخطأ لأستجابة مؤشر الاستقرار النقدي (Y1) بالنسبة للمعادلة اعلاه تتمثل بالاتي:

D(Y1) = C(1)*(Y1(-1) - 0.0042*X2(-1) - 1.292*R2(-1) - 0.6665*ER1(-1) + 91.830) + C(2)*D(Y1(-1)) + C(3)*D(Y1(-2)) + C(4)*D(X2(-1)) + C(5)*D(X2(-2)) + C(6)*D(R2(-1)) + C(7)*D(R2(-2)) + C(8)*D(ER1(-1)) + C(9)*D(ER1(-2)) + C(10)

وان مكون تصحيح الخطأ هو:

(Y1(-1) - 0.0042*X2(-1) - 1.292*R2(-1) - 0.6665*ER1(-1) + 91.830)

وكانت نتائج التقدير حسب طريقة (OLS) للمعادلة اعلاه كالاتي:

جدول(٥)

نتائج تقدير إنموذج تصحيح الخطأ لأستجابة مؤشر الاستقرار النقدي (Y1) في الولايات المتحدة للتغيرات في مؤشرات السياسة النقدية (X2,R2,ER1) للبيانات الربع سنوية للمدة من (١٩٩٨-٢٠١٤).

المعلمات Coefficient	قيمة المعلمات	احصاءات (T) t-Statistic	Prob.
C(1)	-١.١٩٥٠٢٩	-٤.٥٥٥٣٨٤	٠.٠٠٠٠
C(2)	٠.٠٨١٦٤٤	٠.٣٩٧٤٠٤	٠.٦٩٢٧

C(3)	٠.٠٤٧٥٦٤	٠.٣٤٨٠١٣	٠.٧٢٩٢
C(4)	٠.٠٦٨٨٥٨	١.٥٩٤١٨٤	٠.١١٧٠
C(5)	٠.٠٠٠٢٩٧	٠.٠٠٦٢٩٧	٠.٩٩٥٠
C(6)	٥.٣٤٤١٥٧	٠.٧٣٢٠١٥	٠.٤٦٧٤
C(7)	٤.٥٨٨٣٥٦	٠.٦١٦٢٣٥	٠.٥٤٠٤
C(8)	-١.١٣٧٥١٠	-٠.٨٣٨٦٧٨	٠.٤٠٥٥
C(9)	-٠.٠٤٨٨٨٢	-٠.٠٣٧٦٥٧	٠.٩٧٠١
C(10)	-٧.٢٠٧٩٨٦	-١.٠٩٠٠٢٣	٠.٢٨٠٧
R-squared	0.543610	Mean dependent var	-0.003462
Adjusted R-squared	0.464620	S.D. dependent var	29.34447
S.E. of regression	21.47126	Akai info criterion	9.117997
Sum squared resid	23972.77	Schwarz criterion	9.461083
Log likelihood	-272.6579	Hannon-Quinn criter.	9.252702
F-statistic	6.881965	Durbin-Watson stat	2.007441
Prob(F-statistic)	0.000002		

المصدر: من اعداد الباحث اعتماداً على مخرجات برنامج (Eviews 7).

يوضح الجدول (٥) النتائج المقدرة للعلاقة بين متغيرات السياسة النقدية ومؤشر الاستقرار النقدي، نلاحظ ايضاً المعنوية العالية لمكون تصحيح الخطأ C(١) وان اشارته سالبة وذو معنوية احصائية عالية وان ١١٩% من التعديل الى وضع التوازن يتم خلال المدة نفسها وان النموذج ككل اجتاز الاختبارات الاحصائية.

كما يمكن استخراج المعادلة النهائية والتي تستخدم في التنبؤ، حسب الصيغة الاتية:

D(Y1) = -1.195*(Y1(-1) - 0.0042*X2(-1) - 1.292*R2(-1) - 0.6665*ER1(-1) + 91.83) + 0.0816*D(Y1(-1)) + 0.0475*D(Y1(-2)) + 0.0688*D(X2(-1)) + 0.0003*D(X2(-2)) + 5.344*D(R2(-1)) + 4.5883*D(R2(-2)) - 1.1375*D(ER1(-1)) - 0.04888*D(ER1(-2)) - 7.208

٢ - استجابة مؤشر الاستقرار النقدي (Y2)

ان أثر المتغيرات المستقلة المتمثلة بمؤشرات السياسة النقدية في مؤشر الاستقرار النقدي (Y2)، يمكن توضيحه من خلال المعادلات الاتية:

المعادلة الاولى: تمثل اثر متغيرات السياسة النقدية المتمثلة بعرض النقد بالمعنى الضيق (X1) وسعر الفائدة الفيدرالي (R1) وسعر الصرف الاسمي(EN1) وحسب المعادلة الاتية:

$$Y2 = f(X1, R1, EN١) \quad .....(1)$$

اما انموذج تصحيح الخطأ لأستجابة مؤشر الاستقرار النقدي (Y2) بالنسبة للمعادلة السابقة فتتمثل بالاتي:

D(Y2) = C(1)*(Y2(-1) - 0.012*X1(-1) + 2.67*R1(-1) + 0.609*EN1(-1) - 47.713) + C(2)*D(Y2(-1)) + C(3)*D(Y2(-2)) + C(4)*D(X1(-1)) + C(5)*D(X1(-2)) + C(6)*D(R1(-1)) + C(7)*D(R1(-2)) + C(8)*D(EN1(-1)) + C(9)*D(EN1(-2)) + C(10)

وان مكون تصحيح الخطأ هو:

(Y2(-1) - 0.012*X1(-1) + 2.67*R1(-1) + 0.609*EN1(-1) - 47.713)

وتشير نتائج التقدير للمعادلة اعلاه الى معنوية مكون تصحيح الخطأ وان اشارته جاءت سالبة، كذلك ان قيمة معلمة التعديل تشير الى ان ١% من التباعد بين الاجل الطويل والاجل القصير سوف تعدل (تصحح) خلال المدة نفسها، اي وجود تباطؤ في سرعة التعديل نتيجة ضعف استجابة المتغير المعتمد للمتغيرات المستخدمة، اذ ان طريقة حساب هذا المؤشر تعتمد على الطلب الكلي في الاقتصاد الذي يشمل الانفاق العام والخاص فضلاً عن الاستثمار ومقارنتة بالعرض الكلي وان المتغيرات التفسيرية المستخدمة ذات تأثير ضعيف في هذه المكونات في الاجل القصير لذلك يظهر صعوبة التعديل او ضعف الاستجابة. كما ان الدالة المقدرة كانت معنوية ككل حسب أختبار F وعند مستوى معنوية ١%، وان القوة التفسيرية للنموذج كانت متوسطة حسب اختبار R^2. اما استخراج العلاقة قصيرة الاجل فتعتمد أختبار Wald لبيان الاثر المشترك لكل متغير من المتغيرات المستقلة مع المتغير المعتمد ووفقاً لنتائج الاختبار الجدول(٧) تشير الى معنوية أختبار χ^2 عند مستوى معنوية ٥% ما يدل على استجابة (Y2) للتغيرات قصيرة الاجل في عرض النقد بالمعنى الضيق (X1)، كما أظهرت النتائج معنوية أختبار χ^2 عند مستوى معنوية أقل من ٥% للعلاقة قصيرة الاجل بين سعر الفائدة الفيدرالي (R1) و(Y2)، ما يوكد الاثر المشترك له، ولم تثبت معنوية العلاقة قصيرة الاجل لمتغير سعر الصرف الاسمي.

جدول (٦)

نتائج تقدير إنموذج تصحيح الخطأ لأستجابة مؤشر الاستقرار النقدي (Y2) في الولايات المتحدة للتغيرات في مؤشرات السياسة النقدية (X1,R1,EN1) للبيانات الربع سنوية للمدة (١٩٩٨-٢٠١٤).

المعلمات Coefficient	قيمة المعلمات	احصاءات (T) t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.009768	-1.717951	0.0916
C(2)	0.222637	1.826792	0.0734
C(3)	0.309550	2.487351	0.0161
C(4)	-0.002111	-2.372514	0.0213
C(5)	-0.000791	-0.936473	0.3533
C(6)	-0.070802	-1.231716	0.2235
C(7)	0.146107	2.673898	0.0099
C(8)	-0.009784	-1.007200	0.3184
C(9)	-0.007801	-0.806069	0.4238
C(10)	0.298749	4.386283	0.0001
R-squared	0.484171	Mean dependent var	0.464267
Adjusted R-squared	0.396578	S.D. dependent var	0.210403
S.E. of regression	0.163441	Akaike info criterion	-0.640108
Sum squared resid	1.415792	Schwarz criterion	-0.299928
Log likelihood	30.16341	Hannon-Quinn criter.	-0.506314
F-statistic	5.527477	Durbin-Watson	2.401791
Prob(F-statistic)	0.000024		

	stat		

المصدر: من اعداد الباحث اعتماداً على مخرجات برنامج (Eviews 7).

جدول (٧)

اختبار وجود العلاقة قصير الاجل للأثر المشترك بين المتغيرات (X1,R1,EN1) ومؤشر الاستقرار النقدي (Y2) في الولايات المتحدة الامريكية للبيانات الربع سنوية للمدة من (١٩٩٨-٢٠١٤)

المتغيرات التفسيرية	أختبار Wald				
	فرضية العدم	F-statistic	Prob.	Chi-square	Prob.
X1	C(4)=C(5)=0	2.864804	0.0659	5.729609	0.0570
R1	C(6)=C(7)=0	3.597844	0.0343	7.195689	0.0274
EN1	C(8)=C(9)=0	1.004880	0.3730	2.009760	0.3661

المصدر: من اعداد الباحث اعتماداً على مخرجات برنامج (Eviews 7).

ان نتائج التقدير يمكن عرضها حسب المعادلة الاتية:

D(Y2) = -0.0097*(Y2(-1) - 0.0124*X1(-1) + 2.670*R1(-1) + 0.6091*EN1(-1) - 47.713) + 0.2226*D(Y2(-1)) + 0.3095*D(Y2(-2)) - 0.0021*D(X1(-1)) - 0.0007*D(X1(-2)) - 0.0708*D(R1(-1)) + 0.1461*D(R1(-2)) - 0.0097*D(EN1(-1)) - 0.0078*D(EN1(-2)) + 0.2987

٣- استجابة مؤشر الاستقرار النقدي (Y3)

ان أثر المتغيرات المستقلة المتمثلة بمؤشرات السياسة النقدية في مؤشر الاستقرار النقدي (Y4)، يمكن توضيحه من خلال المعادلات الاتية:

المعادلة الاولى: تمثل اثر متغيرات السياسة النقدية المتمثلة بعرض النقد بالمعنى الضيق (X1) وسعر الفائدة الفيدرالي(R1) وسعر الصرف الاسمي (EN1) وحسب المعادلة الاتية:

Y3 = f (X1 ,R1 ,EN1).....(1)

اما انموذج تصحيح الخطأ لاستجابة مؤشر الاستقرار النقدي (Y3) بالنسبة للمعادلة السابقة فتتمثل بالاتي:

D(Y3) = C(1)*(Y3(-1) + 0.00045*X1(-1) + 0.0078*R1(-1) + 0.0181*EN1(-1) - 3.2639) + C(2)*D(Y3(-1)) + C(3)*D(Y3(-2)) + C(4)*D(X1(-1)) + C(5)*D(X1(-2)) + C(6)*D(R1(-1)) + C(7)*D(R1(-2)) + C(8)*D(EN1(-1)) + C(9)*D(EN1(-2)) + C(10)

وان مكون تصحيح الخطأ هو:

(Y3(-1) + 0.00045*X1(-1) + 0.0078*R1(-1) + 0.0181*EN1(-1) - 3.2639)

اظهرت نتائج التقدير لمكون تصحيح الخطأ الجدول(٨) انه ذو معنوية عالية وان ١٢٣% من الانحرافات عن وضع التوازن يمكن تعديلها خلال المدة الاولى(الربع سنوية)، كما ان النموذج

ككل معنوي حسب اختبار F وخلوه من الارتباط الذاتي وان القدرة التفسيرية للنموذج جيده. اما التغيرات في الاجل القصير التي يمثلها الجزء الثاني من النموذج فيمكن اختبار اثرها على المتغير المعتمد وبشكل مشترك (Join effect) لكل متغير من هذه المتغيرات باعتماد اختبار Wald. بالنسبة للمتغير الاول X1 يشير الاختبار الى معنوية أختبار χ^2 عند مستوى معنوية ١٠%، اي ان هناك تأثير مشترك في الاجل القصير. اما المتغيرات R1 وEN1 لم تثبت معنويتها حسب اختبار Wald وكما موضح بالجدول (٩).

جدول (٨)
نتائج تقدير أنموذج تصحيح الخطأ لاستجابة مؤشر الاستقرار النقدي (Y3) في الولايات المتحدة للتغيرات في مؤشرات السياسة النقدية (X1,R1,EN1) للبيانات الربع سنوية للمدة من (١٩٩٨-٢٠١٤).

المعلمات Coefficient	قيمة المعلمات	احصاءات (T) t-Statistic	Prob.
C(1)	-1.234828	-4.086673	0.0002
C(2)	0.079003	0.362793	0.7182
C(3)	0.034511	0.228711	0.8200
C(4)	0.007916	2.169623	0.0346
C(5)	-0.000401	-0.111264	0.9118
C(6)	-0.217849	-0.867871	0.3895
C(7)	-0.227484	-0.916453	0.3637
C(8)	0.061718	1.404061	0.1662
C(9)	0.034778	0.784318	0.4364
C(10)	-0.220854	-1.451218	0.1527
R-squared	0.462533	Mean dependent var	-0.000663
Adjusted R-squared	0.369510	S.D. det var	0.877736
S.E. of regression	0.696952	Akaike info criterion	2.262489
Sum squared resid	25.25858	Schwarz criterion	2.605575
Log likelihood	-60.13717	Hannon-Quinn criter.	2.397194
F-statistic	4.972242	Durbin-Watson stat	1.993502
Prob(F-statistic)	0.000079		

المصدر: من اعداد الباحث اعتماداً على مخرجات برنامج (Eviews 7).

جدول (٩)
اختبار وجود العلاقة قصير الاجل للأثر المشترك بين المتغيرات (X1,R1,EN1) ومؤشر الاستقرار النقدي (Y3) في الولايات المتحدة الامريكية للبيانات الربع سنوية للمدة من (١٩٩٨-٢٠١٤)

المتغيرات التفسيرية	أختبار Wald				
	فرضية العدم	F-statistic	Prob.	Chi-square	Prob.
X1	C(4)=C(5)=0	2.459367	0.0954	4.918734	0.0855

R1	C(6)=C(7)=0	1.574831	0.2168	3.149661	0.2070
EN1	C(8)=C(9)=0	3.016865	0.2308	1.508433	0.2213

المصدر: من اعداد الباحث اعتماداً على مخرجات برنامج (Eviews 7).

كما يمكن صياغة النموذج المقدر وبتباطئ زمني مدتين وحسب المعادلة الاتية:

D(Y3) = -0.9359*(Y3(-1) + 0.00054*X1(-1) - 0.0313*R3(-1) + 0.0183*EN1(-1) - 3.2869) - 0.2178*D(Y3(-1)) - 0.0140*D(Y3(-2)) + 0.0082*D(X1(-1)) - 0.00081*D(X1(-2)) - 0.3716*D(R3(-1)) + 0.0660436469978*D(R3(-2)) + 0.0567*D(EN1(-1)) + 0.01619*D(EN1(-2)) - 0.1883

المعادلة الثاني: تمثل اثر تغيرات مؤشرات السياسة النقدية المتمثلة بعرض النقد بالمعنى الواسع (X2) وسعر الفائدة على السندات الحكومية (٣ اشهر)(R2) وسعر الصرف الحقيقي (Broad)(ER1) وحسب المعادلة الاتية:

$Y3 = f(X^{2}, R2, ER1).....(2)$

ان انموذج تصحيح الخطأ لاستجابة (Y3) بالنسبة للمعادلة السابقة تتمثل بالاتي:

D(Y3) = C(1)*(Y3(-1) + 0.00017*X2(-1) + 0.1244*R2(-1) + 0.03267*ER1(-1) - 5.194) + C(2)*D(Y3(-1)) + C(3)*D(Y3(-2)) + C(4)*D(X2(-1)) + C(5)*D(X2(-2)) + C(6)*D(R2(-1)) + C(7)*D(R2(-2)) + C(8)*D(ER1(-1)) + C(9)*D(ER1(-2)) + C(10)

وان مكون تصحيح الخطأ هو:

(Y3(-1) + 0.00017*X2(-1) + 0.1244*R2(-1) + 0.03267*ER1(-1) - 5.194)

تشير نتائج التقدير لأنموذج استجابة مؤشر الاستقرار النقدي الجدول(١٠) وجود علاقة طويلة الاجل بين المتغيرات التفسيرية ومؤشر الاستقرار النقدي (Y3) فقد جاءت اشارة ومعلمة مكون تصحيح الخطأ C(1) سالبة ومعنوية وعند مستوى 1% ومن ثم نرفض فرضية العدم ونقبل بالفرضية البديلة، وان ٩٢% من الانحراف عن وضع التوازن بين الاجل الطويل والاجل القصير يتم تعديله خلال المدة الزمنية نفسها (الربع سنوية)، اما اختبار وجود العلاقة قصيرة الاجل والاثر المشترك بين المتغيرات المستقلة والمتغير المعتمد، واعتماداً على اختبار Wald لم تثبت معنوية المتغيرات المستقلة (X1) و(R2) و(ER1) مع المتغير المعتمد (Y3) النقدي، كما ان نتائج التقدير للأنموذج المقدر تشير للقوة التفسيرية المقبولة للنموذج حسب اختبار R^{2}، وان العلاقة الدالية ككل كانت معنوية إذ كانت قيمة (F) المحسوبة تبلغ (٤.٠٦٢) معنوية احصائياً عند مستوى معنوية ١% ما يؤكد وجود العلاقة الدالية بين المتغيرات التفسيرية والمتغير التابع.

جدول (١٠)
نتائج تقدير أنموذج تصحيح الخطأ لاستجابة مؤشر الاستقرار النقدي (Y3) في الولايات المتحدة للتغيرات في مؤشرات السياسة النقدية (X2,R2,ER1) للبيانات الربع سنوية للمدة من (١٩٩٨-٢٠١٤).

المعلمات Coefficient	قيمة المعلمات	احصاءات (T) t-Statistic	Prob.
C(1)	-٠.٩١٦٧٤٧	-٢.٧٧٢٣٨٦	٠.٠٠٧٧
C(2)	٠.٠٠٢٢٨٣	٠.٠٠٦٤٥٢	٠.٩٩٤٩
C(3)	-٠.٠١٤١٧٢	-٠.٠٩٧١٣٥	٠.٩٢٣٠
C(4)	-6.99E-05	-٠.٠٢٣٣٥٧	٠.٩٨١٥
C(5)	٠.٠٠٠١٩٥	٠.٠٦٢٩٦٧	٠.٩٥٠٠
C(6)	-٠.٣٨٧٩٤٩	-١.٥١٦٥٧١	٠.١٣٥٤
C(7)	٠.٠٧٠٣٠٩	٠.٢٧٥٧٣٩	٠.٧٨٣٨
C(8)	٠.٠٥٠٨٣٢	٠.٩٩٦٠٩٧	٠.٣٢٣٨
C(9)	٠.٠٥٤٣٦٤	١.٠٩٩٠٠٩	٠.٢٧٦٨
C(10)	-٠.٠١٢٢٨٤	-٠.٠٤٠١٠٣	٠.٩٦٨٢
R-squared	0.412849	Mean dependent var	-0.000663
Adjusted R-squared	0.311226	S.D. dependent var	0.877736
S.E. of regression	0.728454	Akaike info criterion	2.350905
Sum squared resid	27.59354	Schwarz criterion	2.693991
Log likelihood	-62.87806	Hannon-Quinn criter.	2.485609
F-statistic	4.062576	Durbin-Watson stat	1.965770
Prob(F-statistic)	0.000546		

المصدر: من اعداد الباحث اعتماداً على مخرجات برنامج (Eviews 7).

ويمكن اعادة صياغة النموذج حسب المعادلة الاتية التي يمكن اعتمادها بالتنبؤ.

D(Y3) = -0.916*(Y3(-1) + 0.00017*X2(-1) + 0.1244*R2(-1) + 0.03267*ER1(-1) - 5.194) + 0.002*D(Y3(-1)) - 0.014*D(Y3(-2)) - 6.987e-05*D(X2(-1)) + 0.00019*D(X2(-2)) - 0.3879*D(R2(-1)) + 0.0703085225837*D(R2(-2)) + 0.05083*D(ER1(-1)) + 0.0543*D(ER1(-2)) - 0.0122

رابعاً : اختبار جرانجر للسببية Granger's Causality Test في الولايات المتحدة

تم استخدام مدد إبطاء مختلفة (١،٢،٤،٨) مدة، وذلك لاعتمادنا على بيانات ربع سنوية، علماً ان اختبار السببية يكون حساس جداً لعدد مدد الابطاء.(Granger & porter, 2009: 655)، وكانت نتائج التقدير لاختبار جرانجر بين مؤشرات الاستقرار النقدي ومؤشرات السياسة النقدية كما يأتي:

١ - مؤشر الاستقرار النقدي (Y1)

بعد اتمام اختبار السكون (الاستقرارية) للسلاسل الزمنية، واختبار التكامل المشترك، يأتي دور اختبار السببية لمعرفة اتجاه العلاقة السببية بين المتغيرات محل الدراسة.

أثبتت نتائج الاختبار جدول (١١) وجود علاقة سببية باتجاه واحد من عرض النقد بالمعنى الضيق (X1) الى مؤشر الاستقرار النقدي (Y1)، عند مدة إبطاء واحدة ومُدَتين وثمان مُدد، الا انها كانت ذات معنوية عالية عند مدة الابطاء الثامنة. ومن عرض النقد بالمعنى الواسع (X2) الى (Y1) عند مدة الإبطاء الثامنة، في حين لم تتحقق العلاقة السببية بين المتغيرات التفسيرية الاخرى ومؤشر الاستقرار النقدي (Y1).

جدول (١١)

اختبار سببية (Granger) لمؤشر الاستقرار النقدي (Y1) ومؤشرات السياسة النقدية في الولايات المتحدة الامريكية للبيانات الربع سنوية للمدة (١٩٩٨-٢٠١٤)

فرضية العدم	مدة الابطاء (١)		مدة الابطاء (٢)		مدة الابطاء (٤)		مدة الابطاء(٨)	
Null Hypothesis:	F-	Pro	F-	Pro	F-	Pro	F-	Pro
X1 does not		0.0		0.0		0.1		0.0
Y1 does not		0.1		0.1		0.3		0.5
X2 does not		0.1		0.2		0.5		0.0
Y1 does not		0.4		0.5		0.9		0.9
R1 does not		0.4		0.5		0.7		0.9
Y1does not		0.5		0.7		0.7		0.6
R2 does not		0.4		0.6		0.7		0.9
Y1 does not		0.7		0.8		0.7		0.4
EN1does not		0.3		0.6		0.7		0.7
Y1oes not Granger		0.8		0.9		0.9		0.7
ER1does not Granger CauseY1	1.10548	0.2972	0.53392	0.5892	0.38831	0.8160	0.32575	0.9513
Y1does not Granger CauseER1	0.02423	0.8768	0.02834	0.9721	0.20949	0.9320	0.40838	0.9090

المصدر: من اعداد الباحث اعتماداً على مخرجات برنامج (Eviews 7).

٢ - مؤشر الاستقرار النقدي (Y2)

أستناداً للبيانات الواردة الجدول (١٢) هناك علاقة سببية باتجاه واحد من عرض النقد بالمعنى الضيق (X1) باتجاه مؤشر الاستقرار النقدي (Y2) عند مُدة الإبطاء (٤،٨)، ومن عرض النقد بالمعنى الواسع (X2) باتجاه (Y2) عند جميع مُدد الابطاء وافضلها المدة الرابعة. ووجود علاقة من سعر الفائدة الفيدرالي (R1) الى (Y2) عند مُدة الابطاء (٤،٨)، ومن سعر الفائدة على السندات (٣ اشهر)(R2) الى (Y2) عند مُدة الابطاء (١،٤).

جدول (١٢)

اختبار سببية (Granger) لمؤشر الاستقرار النقدي (Y2) ومؤشرات السياسة النقدية في الولايات المتحدة الامريكية للبيانات الربع سنوية للمدة (١٩٩٨-٢٠١٤)

فرضية العدم	مدة الابطاء (١)		مدة الابطاء (٢)		مدة الابطاء (٤)		مدة الابطاء(٨)	
Null Hypothesis:	F-Statistic	Prob.	F-Statistic	Prob.	F-Statistic	Prob.	F-Statistic	Prob.
X1 does not Granger Cause Y2	1.03162	0.3137	1.09370	0.3417	2.31717	0.0691	2.11183	0.0566
Y2 does not Granger Cause X1	0.67893	0.4131	0.53394	0.5891	1.36733	0.2577	1.71851	0.1231
X2 does not Granger Cause Y2	3.18601	0.0792	2.91815	0.0619	5.45626	0.0009	3.45179	0.0040
Y2 does not Granger Cause X2	0.26465	0.6088	1.30160	0.2798	1.00068	0.4155	0.98321	0.4629
R1 does not Granger Cause Y2	2.56891	0.1141	0.98442	0.3797	3.92219	0.0073	2.31360	0.0378
Y2 does not Granger Cause R1	0.73621	0.3942	1.41737	0.2505	1.78075	0.1464	1.34118	0.2512
R2 does not Granger Cause Y2	3.48070	0.0668	1.46545	0.2393	2.49319	0.0539	1.68753	0.1307
Y2 does not Granger Cause R2	0.93634	0.3370	1.23159	0.2992	1.90902	0.1225	1.39576	0.2273
EN1does not Granger CauseY2	1.70391	0.1966	2.08310	0.1336	3.29455	0.0175	1.48870	0.1912
Y2does not Granger CauseEN1	3.61840	0.0618	3.52257	0.0359	2.32683	0.0681	1.57147	0.1634
ER1does not Granger CauseY2	0.40612	0.5263	3.17038	0.0492	3.35645	0.0160	1.87348	0.0909
Y2does not Granger CauseER1	4.80580	0.0321	3.66198	0.0317	2.47599	0.0552	2.68850	0.0179

المصدر: من اعداد الباحث اعتماداً على مخرجات برنامج (Eviews 7).

وان هناك اتجاهين للسببية بين سعر الصرف الاسمي (EN1) و(Y2) عند مُدة الابطاء الرابعة، وبين سعر الصرف الحقيقي(ER1) و(Y2) عند مُدة الابطاء (٤،٨،٢)، في حين كانت باتجاه واحد من (Y2) الى (EN1) عند مُدة الابطاء (٢،١)، والى (ER1) عند مُدة الابطاء الاولى.

٣ـ مؤشر الاستقرار النقدي (Y3)

أثبتت نتائج الاختبار جدول (١٣) باعتماد مُدة ابطاء واحدة، وجود علاقة سببية باتجاه واحد تتجه من مؤشر الاستقرار النقدي (Y3) الى كل من سعر الفائدة الفيدرالي (R1) وسعر الصرف الحقيقي (ER1)، وان هناك علاقة تبادلية بين (Y3) وسعر الصرف الاسمي (EN1)، اما في مدة الابطاء الثانية فقد استمرت العلاقة التبادلية بين (EN1) و(Y3)، وتكرر تأثير مؤشر الاستقرار النقدي (Y3) في سعر الصرف الحقيقي(ER1)، وباعتماد اربعة مُدد للإبطاء أظهرت النتائج علاقة سببية بين مؤشر الاستقرار النقدي (Y3) وسعر الصرف الاسمي (EN1) وان مؤشر الاستقرار هو الذي يؤثر في سعر الصرف الاسمي واستمرت هذه العلاقة من خلال نتائج اختبار العلاقات السببية في مُدة الابطاء الثامنة، كما أثبت الاختبار خلال هذه المُدة (الثامنة) وجود العلاقة السببية التبادلية بين عرض النقد بالمعنى الواسع (X2) ومؤشر الاستقرار النقدي (Y3) ، اذ كانت قيمة F المحتسبة أكبر من قيمة F الجدولية.

جدول (١٣)

اختبار سببية (Granger) لمؤشر الاستقرار النقدي (Y3) ومؤشرات السياسة النقدية في الولايات المتحدة الامريكية للبيانات الربع سنوية للمدة (١٩٩٨-٢٠١٤)

فرضية العدم	مدة الابطاء (١)		مدة الابطاء (٢)		مدة الابطاء (٤)		مدة الابطاء(٨)	
Null Hypothesis:	F-Statistic	Prob.	F-Statistic	Prob.	F-Statistic	Prob.	F-Statistic	Prob.
X1 does not Granger Cause Y3	0.76823	0.3842	0.84541	0.4346	1.03121	0.4000	0.85188	0.5639
Y3 does not Granger	0.02221	0.8820	1.74417	0.1838	0.75299	0.5606	0.47024	0.8697

Cause X1								
X2 does not Granger Cause Y3	1.59994	0.2107	0.75031	0.4767	1.30185	0.2815	2.15425	0.0526
Y3 does not Granger Cause X2	1.30922	0.2570	0.08763	0.9162	1.23071	0.3093	2.02231	0.0684
R1 does not Granger Cause Y3	0.05053	0.8229	0.83829	0.4376	0.69141	0.6012	0.56446	0.8003
Y3 does not Granger Cause R1	6.00300	0.0172	0.01420	0.9859	1.33566	0.2692	0.91396	0.5150
R2 does not Granger Cause Y3	0.17806	0.6745	1.14898	0.3241	0.93634	0.4503	1.08613	0.3925
Y3 does not Granger Cause R2	1.80563	0.1840	0.61979	0.5416	0.21315	0.9300	0.46592	0.8727
EN does not Granger Cause Y3	3.38719	0.0706	2.46196	0.0941	1.31147	0.2780	0.79924	0.6067
Y3does not Granger Cause EN	4.03338	0.0490	3.84059	0.0271	2.90191	0.0305	2.25703	0.0429
ER1does not Granger CauseY3	2.47957	0.1205	1.61081	0.2085	1.05876	0.3863	0.93877	0.4961
Y3does not Granger Cause ER	2.85516	0.0962	2.62450	0.0811	1.36044	0.2604	1.36241	0.2424

المصدر: من اعداد الباحث اعتماداً على مخرجات برنامج (Eviews 7).

الاستنتاجات :

١- تشير نتائج اختبارات السكون (دالة الارتباط الذاتي، اختبار ADF، اختبار P.P) لمتغيرات السياسة النقدية عدم سكون السلاسل الزمنية عند مستوياتها الاصلية وسكونها عند الفروق الاولى، وهذا ما تتسم به غالبية المتغيرات الاقتصادية.

٢- أوضحت نتائج اختبارات السكون (دالة الارتباط الذاتي، اختبار ADF، اختبار P.P) لمؤشرات الاستقرار النقدي سكون السلاسل الزمنية للمؤشرات (Y3،Y1) عند مستوياتها الاصلية وسكون (Y2) عند الفروق الاولى، وذلك لتركيز النظام الفيدرالي على هذه المؤشرات (المستقرة) باعتمادها اهداف وسيطة لسياستها النقدية.

٣- توكد نتائج اختبار التكامل المشترك للمتغيرات المعتمدة (Y3،Y2،Y1) في الولايات المتحدة وجود أكثر من متجهين للتكامل المشترك حسب اختبار الاثر بينما يوضح اختبار القيمة المميزة العظمى وجود متجهين او ثلاث متجهات فقط للتكامل المشترك للعلاقة بشكل منفرد مع متغيرات السياسة النقدية (المتغيرات الخارجية)(ER1،EN1،R2،R1،X2،X1) في الولايات المتحدة.

٤- أوضحت نتائج أنموذج تصحيح الخطأ ما يأتي:

- مؤشر الاستقرار النقدي(Y1) يرتبط بعلاقة طويلة الاجل مع(EN1،R1،X1) وعلاقة قصيرة الاجل مع(X1) وان سرعة التعديل عن وضع التوازن طويل الاجل72%، ووجود علاقة طويلة الاجل مع(ER1،R2،X2) وان سرعة التعديل لوضع التوازن ١١٩%.
- مؤشر الاستقرار النقدي (Y2) يرتبط بعلاقة طويلة الاجل مع (EN1،R1،X1) وعلاقة قصيرة الاجل مع (X1) و(R1) وان سرعة التعديل عن وضع التوازن ضعيفة جداً ١%

بسبب طبيعة مكونات المؤشر(Y2) المتمثلة بالإنفاق الشخصي والانفاق الحكومي والاستثمار وصعوبة تأثير المتغيرات المستقلة في هذه المكونات.

- يرتبط مؤشر الاستقرار النقدي (Y3) بعلاقة طويلة الاجل مع (EN1،R1،X1) وعلاقة قصيرة الاجل مع (X1) وان سرعة التعديل لوضع التوازن طويل الاجل 123%. ووجود علاقة طويلة الاجل مع(ER1،R2،X2) وعلاقة قصيرة الاجل مع(X1) وان سرعة التعديل عن وضع التوازن طويل الاجل ٩١%.

٥- أظهرت نتائج اختبار السببية لجرانجر حساسية المتغيرات المستخدمة لطول مدة الابطاء باعتمادنا أكثر من مدة إبطاء (مدة واحدة ، مدتين ، اربعة مدد، ثمانية مدد) للإبطاء، ما أنعكس على العلاقة السببية بينهما.

٦- أوضحت نتائج العلاقات السببية وجود علاقات باتجاه واحد من (X1,X2) باتجاه (Y1,Y2) ، ومن (R1,R2) باتجاه(Y2)وتبادلية مع (X2)او من (Y2,Y3) باتجاه (RN1, ER1) أو تبادلية بينهم، وان هذه العلاقات تتوافق في اغلب الاحيان مع نتائج أنموذج تصحيح الخطأ.

٧- ان اثر السياسة النقدية كانت واضحة في مؤشر الاستقرار النقدي(Y2) وان اغلب مؤشرات السياسة النقدية توثر فيه سواء بالأجل الطويل ام القصير لكن درجة الاستجابة كانت ضعيفة.

المراجع

١- التقرير الاقتصادي العربي الموحد، التطورات النقدية والمالية في الاسواق المالية العربية ، صندوق النقد العربي، ٢٠١٢.

٢- الجلال، احمد محمد صالح، دور السياسات النقدية والمالية في في مكافحة التضخم في البلدان النامية، رسالة ماجستير مقدمة الى كلية العلوم الاقتصادية في جامعة الجزائر،٢٠٠٦.

٣- الحجار، الاقتصاد النقدي والمصرفي، دار المناهل اللبناني للطباعة والنشر، لبنان، ٢٠٠٥.

٤- عطية،محمد عبد القادر،الحديث في الاقتصاد القياسي، مطبعة الدار الجامعية،مصر،٢٠٠٥.

5- Asterious, Dimitrious & Stephen G. Hall, Applied Econometrics Amodem, Approach, revised Edition, palgrave Macmillan, 2007

6- Cameron, A. Colin and Pravin K. Trivedi, Microeconometrics (Methods and Applications), Cambridge University Press, The Edinburgh Building, Cambridge, UK, 2005.

7- Engle , R.F.and Granger , C.W, cointegration and error-correction representation , estimation and testing , econometrics , Vol55, 2 ,1987.

8- Greene, William H. ,Econometric Analysis , Pearson Addison, Inc, New Jersey, Sixth edition, 2008.

9- Gujarati, Damodar, Econometric by Example, TST. Edition, Palgrave Macmillan, 2011.

10- Gujarati, Damodar N.& Domnc Porter, Basic Econometric, 15th Edition ,McGraw , Hill, 2009.

11- Patterson, Kerry, Unit Root Tests in Time Series, Volume I Palgrave, Macmillan, 2011.

12- Phillips, P.C.B. and P. Perron. Testing for unit Root in Time Series Regression, Biometrika, Vol. 75, 1988.
13- Economic report of the president, transmitted to the congress (march 2013), Washington: 2013, 2012,….,1998.
14- Department of Commerce (Bureau of Economic Analysis). http://www.bea.gov/national/index.htm#gdp.
/ http://www.federalreserve.gov