

## تقدير العلاقة طويلة الأمد بين الودائع والائتمان النقدي

باستعمال نماذج انحدار التكامل

أ. صباح هادي الجاسم

طالبة الماجستير. حميدة خضر ابراهيم (\*)

كلية الإدارة والاقتصاد / جامعة بغداد

### المستخلص :

في هذه الدراسة تمّ دراسة وتحليل العلاقة التوازنية بين الودائع والائتمان النقدي في العراق (2011-2003) وذلك بإطار مفهوم تحليل التكامل المشترك وتصحيح الخطأ , ولتحقيق ذلك تمّ البحث عن وجود العلاقة التوازنية بين متغيرات الدراسة إذ تمّ تحليل خواص السلسلة الزمنية لمتغيرات الأنموذج باستعمال عدة اختبارات . منها اختبار جذر الوحدة لتحديد رتبة تكامل كل سلسلة زمنية على حده , ومن ثمّ التحقق من تكاملها المشترك بعدة اختبارات , وقد كشفت نتائج هذه الاختبارات عن تكامل كلّ سلسلة زمنية على حدة من الدرجة الأولى , كما كشفت عن وجود علاقة توازنية في الأمد الطويل بين الودائع والائتمان النقدي وتقدير آثار الودائع قصيرة وطويلة الأمد على الائتمان النقدي , وتمّ استعمال اختبارين هما اختبار انجل - كرانكر واختبار جوهانسن للتكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ , وعلى ضوء نتائج الطريقتين تبين عن وجود علاقة توازنية ثنائية بين المتغيرات , كما تمّ تقدير معامل سرعة تكيف الائتمان النقدي , أي سرعة تصحيح اختلال توازنها في كل مدة سابقة في الأمد الطويل , وكذلك تقدير مرونة الأمد القصير و قيمة معامل التحديد ( $R^2$ ) وتم تحليل البيانات واستخراج النتائج من خلال استعمال البرنامج الجاهز (Eveiwes7).

### **Abstract:**

*In this study, we try to analyze the relationship equilibrium between deposits and credit cash in Iraq (2003-2011) that the framework for the concept of analysis of co-integration and error correction To achieve this, the search for the existence of the relationship equilibrium between the variables of the study there was the analysis of the properties of time series variables model using several tests , including test the unit root to determine the rank of the integration of all-time series separately and then check the integrity of the joint several tests have revealed the results of these tests for the integration of all-time series separately from the first order also revealed the existence of a relationship equilibrium in the long-run between deposits and cash*

(\*) جزء مستل من رسالة ماجستير للباحثة الثانية.

*credit and estimate the effects of deposits short and long -run credit cash , were used two tests are testing Engel - Granger and test Johansen integration joint specimen error correction and the light of the results of the two methods shows a relationship equilibrium binary between variables , It has been estimated coefficient of the speed of adjustment credit cash any speed correct imbalances balance in all an earlier period in the long-run , as well as estimating the short -run flexibility and value of the coefficient of determination (R2). The data was analyzed and extract the results of the program through the use of ready (Eviews.7)*

## 1.1 المقدمة: (Introduction)

النفود ما هي إلا وسيلة تتجز العديده من الوظائف الاقتصادية داخل النظام الاقتصادي . يتألف الاقتصاد الوطني من مجموعة من القطاعات الاقتصادية كالزراعة والصناعة والتشييد والنقل والتجارة والبنوك وغيرها . وأهم أركان الجهاز المالي البنوك التجارية التي هي إحدى أهم وأقدم المؤسسات المالية الوسيطة النقدية وظيفتها الأساس قبول الودائع الزمنية والجارية من الأفراد والمشروعات والإدارات العامة , وإعادة استخدامها لحسابها الخاص في منح الائتمان , والخصم وبقية العمليات المالية للوحدات الاقتصادية غير المصرفية . و المصارف التجارية مهمتها تقبل الودائع وتمنح الائتمان النقدي ويمكن تعريف كل منهما :

**1.1 الودائع [1][7]** : هي نفود الآخرين مودعة لدى المصارف بأجال مختلفة قصيرة وهي على نوعين:  
1. ودائع جارية غير محددة بأجال , ومن حق صاحبها ان يسحبها في أي وقت وتسحب على الشكل صكوك .

2. ودائع بأجال مختلفة قد تكون طويلة أو قصيرة أو متوسطة الأجل .  
**2.1 الائتمان النقدي [1][7]** : هي مبالغ نقدية تمنح من المصارف إلى مؤسسات معينة ضمن أسعار فائدة تكون أعلى من اسعار الفائدة المعطاة , وتكون على عدة انواع منها :

1. الائتمان النقدي على الشكل قروض وأيضا يكون بعدة أشكال منها (قروض , سلف , ائتمان مالي (أسهم أو سندات ) , شراء سندات الخزينة ) وان هذا النوع هو الذي بصدد الدراسة .
2. ائتمان تعهدي (المصرف يقدمه إلى المستفيد بدون إعطاء مبالغ نقدية وانما يكون متعهدا إلى طرف ثالث بدلا من الزبون ) .
3. ائتمان ايجاري .

وعند إجراء التحليل القياسي على البيانات الاقتصادية التي تتسم سلسلتها دائما بعدم الاستقرار لا بد من القيام باختبار خصائص السلسلة الزمنية المستعملة للتأكد فيما اذا كانت السلاسل الزمنية مستقرة أم لا , فإذا كانت غير مستقرة تظهر مشكلة الانحدار الزائف , وهذا يعطي نتائج مضللة في حالة عدم استقرار البيانات . ويمكن أن تنهج الدراسات بخصوص هذا الموضوع منهجين يندرج أولهما في إطار الاقتصاد القياسي التقليدي لتقدير نموذج قياسي بمعادلة انحدار واحدة , والثاني إلى الاتجاه الحديث في تحليل السلاسل واختبار استقرارها وتكاملها المشترك ويمكن تعريف التوازن هو دلالة على وجود علاقة طويلة المدى بين متغيرات متكاملة أو غير ساكنة , وتحديد رتبة كل التكامل في كل متغير على حده , أي أن العلاقة بين المتغيرات التابعة والمفسرة في الأمد الطويل , وهذه العلاقة الديناميكية في الأمد القصير لا تقل أهمية عنها في الأمد الطويل , ولذلك نستخدم منهجية التكامل المشترك لمعرفة طبيعة العلاقة التوازنية بين المتغيرات في الأمد الطويل .

## 2. مشكلة البحث: (The research problem)

غالبا ما تواجه الباحثين صعوبة توفيق معادلات الانحدار للبيانات المقطعية أو في الأمد القصير , ولكن إذا ما تمّ دراسة التأثير المتبادل أو التأثير باتجاه واحد للمتغيرات المدروسة في الأمد الطويل (بيانات السلسلة

الزمنية طويلة الأمد) يلاحظ وجود تلك العلاقات، والتي تسمى بالتكامل المشترك، والتي يمكن من خلالها معرفة تأثير المتغير التوضيحي على المتغير التابع.

### 3. هدف البحث: (Purpose of search)

يهدف هذا البحث لتقدير العلاقة طويلة الأمد بين الودائع والائتمان النقدي في العراق من خلال تقدير معلمات متجه التكامل المشترك.

### 4. الجانب النظري:

#### 1.4 المقدمة : النماذج الديناميكية قصيرة وطويلة الأمد [3] [6] [20]

#### (Dynamic Models Short and Long Term)

لمعرفة النماذج الديناميكية لابد لنا من التعرف على تمثيل أو تعبير جديد للنموذج الديناميكي الذي يتعلق بمفهوم التعبير باستعمال عامل الإزاحة، وذلك لأن التعبير عن النماذج الديناميكية للسلاسل الزمنية باستعمال عامل الإزاحة يكون مفيداً في تحليل تلك الإزاحة.

سوف يتم تطبيق عامل الإزاحة لغرض تحليل الخصائص في المدى الطويل للنماذج ذات المدى القصير، وبالطبع فإن ذلك سوف يتم استعماله في حالة وجود أسباب اقتصادية تتطلب دراسة التوازن في الأمد الطويل للنماذج، وفي حالة كون ذلك غير ضروري في التقدير سيكون باستعمال النماذج في الأمد القصير التي غالباً ما يتم استعمالها لأغراض التحليل الاقتصادي للظواهر ذات النماذج قصيرة الأمد غير المقيدة، والتي تبدو من وجهة نظر رياضية صرفة على أنها معادلات فرقية (معادلات الفروق) وإن هذه المعادلات ينتج منها معادلة ثانية ربما قد تُفسر على أنها نماذج طويلة الأمد غير مقيدة. ويمكن أن نجد علاقات توازنية مقبولة، ولكنها قد تؤدي كنتائج لتلك الحلول للنماذج تكون غير مقيدة من وجهة نظر اقتصادية.

ولغرض الإحاطة بالمشاكل غير الواقعية للنماذج طويلة الأمد يمكننا أن نتفحص فيما إذا كانت تلك القيود المفروضة على معلمات المعادلات طويلة الأمد تعطي نتائج اقتصادية واقعية لها والتي يمكن أن تكون باتجاهين: الأول إسناد قيم معلمات المعادلات طويلة الأمد وقد تكون مقبولة منطقياً مبنية على أساس المعرفة الاقتصادية المتعلقة بتلك المعلمات، والثاني محاولة تقدير معلمات الأنموذج طويل الأمد الثابت عندما يحل الأنموذج طويل الأمد بالطريقة نفسها التي تستعمل للنماذج قصيرة الأمد عليه، فإن تلك الحلول ستشكل قيوداً على معلمات النماذج القصيرة الأمد تلك القيود المفروضة على النماذج قصيرة الأمد بنموذج تصحيح الخطأ والتي سوف يتم التطرق لها لاحقاً في مباحث هذا الفصل.

إن الحلول لأنموذج تصحيح الخطأ تعرف بالحلول الأولية للنموذج التقاربي: وهو أنموذج مع نماذج طويلة الأمد المقيدة أو مع مقدر ذلك الأنموذج، وتشمل هذه النماذج ما يأتي:

1. النماذج الخاصة بتخلفات زمنية للمتغير التابع أو المستقل أو كليهما و إيجاد العلاقات التوازنية.
2. نموذج تصحيح الخطأ هو انموذج ديناميكي لأنموذج الأمد القصير لمتغير توضيحي خاص. عليه فإن مصطلح "تصحيح الخطأ" يمثل معادلة مستقرة، ومن خلال معنى هذا المصطلح فإن النموذج الديناميكي المقيد قصير الأمد يتناظر مع الأنموذج المقدر طويل الأمد.

إن القيود على معلمات النماذج طويلة الأمد تتطلب معرفة اقتصادية حول سلوك الظاهرة في الأمد الطويل. وعندما تكون النظرية الاقتصادية غير واضحة في تفسير العلاقة التوازنية بالشكل مضبوط يكون أحياناً بالإمكان تقدير هذه العلاقة التوازنية، والطريقة الثانية التي مر ذكرها تعني تقدير الأنموذج المستقر كما هو الحال عليه في حالة تقدير الأنموذج طويل الأمد كمعادلة ساكنه أو ثابتة.

#### 2.4 التعبير أو التمثيل باستعمال عوامل الإزاحة: [13] [14] [19] [20]

#### (Expression or representation using Lag operators)

يتم في هذا البند التعرف على استعمال تعابير مختلفة لعامل الإزاحة تلك التعابير التي من شأنها إن تسهل من فهم الدراسة النظرية للنماذج الديناميكية فضلاً عن ذلك فإن مضروبات الأمد الطويل تكون سهلة الحساب باستعمال عوامل الإزاحة.

إن عامل الإزاحة يكون مقيداً من ناحية الاستعمال الجبري فقط لتكن  $L$  تمثل بالآتي:

$$L X_t = X_{t-1}$$

وكذلك :

$$L^2 X_t = L(L X_t) = L X_{t-1} = X_{t-2}$$

وقد يستعمل مصطلح (B) عامل التراجع الخلفي (Back word-shift operator) بدلاً من (L) في بعض البحوث المتعلقة بالموضوع. و لنبدأ الآن بأمودج عام يحتوي على متغيرين أحدهما متغير تابع ذو (P) من الازاحات والثاني مستقل ذو (S) من الإزاحات والتي يمكن تمثيلهما بالعلاقة الآتية :

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 Y_{t-2} + \dots + \beta_p Y_{t-p} + \gamma_0 X_t + \gamma_1 X_{t-1} + \dots + \gamma_s X_{t-s} + U_t \quad (1.2.4)$$

وبنقل التخلفات الزمنية للمتغير التابع إلى جهة اليسار نحصل على :

$$Y_t - \beta_1 Y_{t-1} + \dots + \beta_p Y_{t-p} = \beta_0 + \gamma_0 X_t + \gamma_1 X_{t-1} + \dots + \gamma_s X_{t-s} + U_t \quad (2.2.4)$$

وبتطبيق عامل الإزاحة على المتغيرات المتخلفة زمنياً نحصل على:

$$(1 - \beta_1 L - \beta_2 L^2 - \dots - \beta_p L^p) Y_t = \beta_0 + (\gamma_0 + \gamma_1 L + \dots + \gamma_s L^s) X_t + U_t$$

ومنهما يمكن ان نعرف متعدد الحدود للإزاحات من الدرجة (p) بـ  $B(L)$  و من الدرجة (S) بـ  $\gamma(L)$

عليه فإنّ الأنمودج الديناميكي العام في (1.2.4) يمكن التعبير عنه بالشكل مختصر وكالآتي:

$$\beta(L) Y_t = \beta_0 + \gamma(L) X_t + U_t \quad (3.2.4)$$

الأنمودج في المعادلة (1.2.2) وكذلك الذي عبر عنه بالشكل آخر في المعادلة (3.2.2) ما هو إلا معادلة فرق .

ولنفرض استقرارية الأنمودج متعددات الحدود التخلفية  $B(L)$  و  $\gamma(L)$  متعلقة بمتغيرات الحدود التي تنتمي إلى الفضاء المركب (C) (complex space). إذ أنّ (P) و (S) جذور مركبة لمتعددات الحدود  $B(L)$  و  $\gamma(L)$  على التوالي.

إنّ الشرط الضروري والكافي للاستقرارية هو أنّ تكون جميع جذور  $B(L)$  خارج نطاق دائرة الوحدة في (C) , وكمثال على ذلك يمكن أن يأخذ الأنمودج  $AR(1)$  كحالة يكثر استعمالها في التطبيقات العملية لتمثل المتغير التابع  $Y_t$

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + U_t \quad (4.2.4)$$

إنّ المعادلة (4.2.2) يمكن كتابتها بالشكل الآتي :

$$(1 - \beta_1 L) Y_t = \beta_0 + U_t$$

في هذه الحالة فإنّ  $B(L)$  هي متعدد الحدود من الدرجة الأولى .

$$\beta(L) = (1 - \beta_1 L)$$

وبحل المعادلة الاخيرة بالنسبة لـ (L) سنحصل على :

$$\beta(L) = 0 \rightarrow (1 - \beta_1 L) = 0 \rightarrow L = \frac{1}{\beta_1}$$

عليه فإنّ الشرط  $|L| > 1$  يؤدي إلى أنّ  $|\beta| < 1$  وهو الشرط الذي يعرف بشرط الاستقرارية لأنمودج  $AR(1)$  , وبصورة عامة فإنّ  $\beta(L)$  يمكن تجزئتها إلى العوامل الآتية:

$$\beta(L) = (1 - b_1 L)(1 - b_2 L) \dots (1 - b_p L)$$

عليه فإنّ الجذور  $(\frac{1}{b_i})$  تحقق  $|L| > 1$  ، والتي تعني أنّ جذور المعادلة (2.2.2) والتي عددها (P) من الجذور تقع خارج دائرة الوحدة تؤدي إلى أنّ  $|b_i| < 1$  لكل  $i=1,2,\dots,p$  وهي تلك الشروط التي تجعل من الأنمودج العام  $AR(P)$  مستقراً .

إنّ العلاقة بين عامل الإزاحة (Lag operator) وعامل الفرق (Deference operator) الذي يعبر عنها بالرمز  $\nabla$  ويعرف كالآتي :

$$\begin{aligned}\nabla X_t &= X_t - X_{t-1} \\ &= (1 - L)X_t\end{aligned}$$

ذلك يؤدي إلى أنّ العلاقة بين  $L$  و  $\nabla$  هي  $\nabla = 1 - L$ . أمّا المعكوس  $\nabla^{-1}$  للعملية  $\nabla$  فهو :

$$\nabla^{-1} = \frac{1}{1-L} = \sum$$

العلاقة الأخيرة تبين أن الجمع ( $\sum$ ) "Summing" ما هو إلا معكوس الفرق  $\nabla$  "difference" والذي يعني أيضا التجميع أو التكامل "integration" للدوال المستمرة . إنّ الرمز  $\nabla$  يدعى "nabla" بينما الرمز  $\Delta$  يدعى "delta" والذي يعرف بالآتي :

$$\Delta X_t = X_{t+1} - X_t$$

كلا الرمزین بسهولة يؤدي أحدهما إلى الآخر لأنه :

$$\Delta X_t = X_{t+1} - X_t = (1 - L)X_{t+1} = \nabla X_{t+1} \quad \dots \quad (5.2.4)$$

في البحوث الاقتصادية كثيرا ما يتم استعمال مفهوم "nabla" والذي يكون أكثر فائدة عندما يراد النظر إلى التغيرات بناءً على دوراتها السابقة . إنّ عملية الفرق الأول تعمل على إزالة الخط الاتجاهي للمتغير .

$$\nabla t = t - (t - 1) = 1$$

إنّ عملية أخذ الفرق للفرق الأول للمتغير مرة ثانية , والذي نحصل منه على الفرق الثاني للمتغير نفسه , الذي يعبر عنه  $\nabla^2 X_t$  :

$$\nabla^2 X_t = \nabla X_t - \nabla X_{t+1}$$

عملية اخذ الفرق الثاني يعمل على إزاله أثر الاتجاهية في معدل النمو (growth rate) للمتغير والحال نفسه ينطبق في حالة أخذ الفروق الموسمية إذا كانت الظاهرة المقاسة موسمية.

#### 3.4 التأثيرات طويلة الأمد للنماذج الديناميكية قصيرة الأمد [11][16][20]

(Long-run effects of short-run dynamic models)

لغرض الحصول على نماذج طويلة الأمد من حل النماذج قصيرة الأمد للمتغيرات الاقتصادية. لا بُدّ من استعمال نموذج قصير الأمد لتجارب المحاكاة فإنّه يكون مفيداً في التعرف على خصائص الأنموذج طبقاً لسلوكه في الأمد الطويل .

إنّ الأنموذج الديناميكي قصير الأمد يمكن تقريبه بطريقة مستقيمة أو منحنية والتي تعد كخواص لمعادلات الفروق .

بالنظر إلى الأنموذجين الآتيين كأنموذجين قصيري الأمد لغرض التعرف من خلالهما على نماذج طويلة الأمد فالأنموذج الأول (1.3.4) يمثل بالتخلفات الزمنية للمتغير الخارجي بينما الأنموذج الثاني (2.3.2) يمثل بالتخلفات الزمنية للمتغير الداخلي  $Y_t$  .

$$Y_t = \beta_0 + \gamma_0 X_t + \gamma_1 X_{t-1} + U_t \quad \dots \quad (1.3.4)$$

$$Y_t = \beta_0 + \gamma_0 X_t + \beta_1 Y_{t-1} + U_t \quad \dots \quad (2.3.4)$$

في الأنموذج (2.3.4) يتطلب ان تكون  $|\beta_1| < 1$  لتحقيق الاستقرارية.

الجدول (1) الآتي يبين الاستجابات قصيرة الأمد وطويلة الأمد لكل وحدة تغير في المتغير الخارجي  $X_t$  وفي الدورات المتعاقبة.

الجدول (1)<sup>[20]</sup>

Period	Model(3)	Model(4)
t=1	$\gamma_0$	$\gamma_0$
t=2	$\gamma_0 + \gamma_1$	$\gamma_0 + \gamma_0\beta_1 =$
$\gamma_0(1 + \beta_1)$		
t=3	$\gamma_0 + \gamma_1$	$\gamma_0 + \gamma_0\beta_1 + \beta_1^2 =$
$\gamma_0(1 + \beta_1 + \beta_1^2)$		
⋮	⋮	⋮
Long- run	$\gamma_0 + \gamma_1$	
	$\gamma_0 / (1 - \beta_1), \text{ because: }  \beta_1  < 1$	

إنّ الحل للنموذج الديناميكي يمكن ان ينتج نموذجاً طويل الأمد مقنع لكن بالإمكان ايضاً أن تكون قيم معاملات النموذج طويل الأمد ليست واقعية , لأنها غير مقنعة من وجهة النظر الاقتصادية.

إنّ المضاعف طويل الأمد  $\gamma_0 / (1 - \beta_1)$  في النموذج (2.3.4) وكما مبين في الجدول (1) يعتمد على القيم المقدرة من بيانات العينة ل  $(\gamma_0)$  ،  $(\beta_1)$  ولكن في الوقت نفسه فإن  $\hat{\gamma}_0 / (1 - \hat{\beta}_1)$  لا يمتلك قيمة غير مقبولة من ناحية القناعات الاقتصادية ( قيمة غير مقبولة اقتصادياً ) ويمكن فرض قيود على تلك المعلمات لقيمة مقبولة والتي يمكن معرفتها من خلال النظرية أو من بحث آخر على سبيل المثال  $\gamma_0 / (1 - \beta_1) = c$  ، وفي الخطوة القادمة فإن نموذجاً قصير الأمد يمكن تقديره مع وجود هذا الشرط على النموذج طويل الأمد ، يمكن الحفاظ على النموذج قصير الأمد المقيد عندما لا يولد القيد اخطاءً مترابطة ذاتياً.

النموذج طويل الأمد المتوافق مع النموذج (1.3.4) والنموذج (2.3.4) من خلال استعمال عامل الإزاحة ولنعيد كتابة النموذج (1.3.2) وكما يأتي :

$$Y_t = \beta_0 + \gamma_0 X_t + \gamma_1 L X_t + U_t$$

$$Y_t = \beta_0 + (\gamma_0 + \gamma_1 L) X_t + U_t$$

إذ ان معلمة المتغير  $X_t$  هي  $(\gamma_0 + \gamma_1 L)$  .  
ومن الجدير بالملاحظة أنّ الاستجابة طويلة الأمد للمتغير  $(Y_t)$  لكل وحدة تغير في  $(X_t)$  هي  $(\gamma_0 + \gamma_1)$  وما نلاحظه هنا هو أنّ هذه القيمة للاستجابة طويلة الأمد وجدت عن طريق تعويض  $L=1$  في المقدار  $(\gamma_0 + \gamma_1)$  وعليه فإنّ المعادلة الساكنة

$$Y = \beta_0 + (\gamma_0 + \gamma_1) X$$

تمثل العلاقة التوازنية طويلة الأمد بين  $(Y)$  و  $(X)$  . و الان لنعيد كتابة النموذج (2.3.2) باستعمال عامل الإزاحة , ومن ثمّ تحل المعادلات بالنسبة للمتغير  $(Y_t)$  .

$$Y_t = \beta_0 + \gamma_0 X_t + \beta_1 Y_{t-1} + U_t$$

$$(1 - \beta_1 L) Y_t = \beta_0 + \gamma_0 X_t + \beta_1 X_t + U_t$$

$$Y_t = \frac{\beta_0}{1 - \beta_1} + \frac{\gamma_0}{(1 - \beta_1 L)} X_t + \frac{U_t}{(1 - \beta_1 L)} \quad \dots \quad (3.3.4)$$

إنّ  $\frac{\beta_0}{1 - L\beta_1} = \frac{\beta_0}{1 - \beta_1}$  هو كمية ثابتة ولا يمكن أن يتخلف زمنياً كذلك في النموذج (2.3.4) تكون الاستجابة طويلة الأمد في المتغير الداخلي  $(Y_t)$  لكل وحدة تغير في المتغير الخارجي  $(X_t)$  هي  $\gamma_0 / (1 - \beta_1)$  . كذلك في المعادلة (3.3.2) نلاحظ أنّ الاستجابة طويلة الأمد يمكن الحصول عليها بتعويض  $L=1$  في المعامل  $\frac{\gamma_0}{(1 - \beta_1 L)}$  للمتغير  $(X_t)$  ، ويكون مضروب طويل الأمد هو  $\frac{\gamma_0}{(1 - \beta_1)}$  .

وعليه فإنّ المعادلة الساكنة  $Y = \frac{\beta_0}{1-\beta_1} + \frac{\gamma}{1-\beta_1} X$  تمثل معادلة استقرارية طويلة الأمد بين  $X$  و  $Y$  وكنتيجة للأنموذج قصير الأمد في (2.3.4)، وكثأثير جانبي فإنّ المعادلة (3.3.4) تبين كبقية تأثير التقديرات غير المحددة للمعادلة الساكنة والتي تفرض الأنموذج لسلسلة من الأخطاء المترابطة ذاتياً، وعليه فإنّ مصطلح الضوضاء يحدد مع توزيع الإزاحة (التخلف) ومن ملاحظة الأمثلة في أعلاه يصبح من الواضح أنّ استعمال عامل الإزاحة مقنعاً في حساب المضروبوات طويلة الأمد. و الآن وبالرجوع إلى الأنموذج العام في (2.2.4) فإنّ الاستجابة طويلة الأمد للمتغير  $(Y_t)$  لكل وحدة تغير في  $(X_t)$ ، يحسب بالطريقة الآتية:

$$\beta(L)Y_t = \beta_0 + \gamma(L)X_t + U_t$$

$$Y_t = \frac{\beta_0}{\beta(L)} + \frac{\gamma(L)}{\beta(L)} X_t + \frac{U_t}{\beta(L)}$$

ومن ثمّ حساب الاستجابة طويلة الأمد من خلال جعل  $L=1$

$$\frac{\gamma(1)}{\beta(1)} = \frac{\gamma_0 + \gamma_1 + \gamma_2 + \dots + \gamma_s}{1 - \beta_1 - \beta_2 - \dots - \beta_p}$$

وبجعل  $L=1$  فإنّ جميع المعلمات ستجمع، والمعادلة التوازنية طويلة الأمد ستكون بالصيغة التالية:

$$Y = \frac{\beta_0}{1 - \beta_1 - \beta_2 - \dots - \beta_p} + \frac{\gamma_0 + \gamma_1 + \gamma_2 + \dots + \gamma_s}{1 - \beta_1 - \beta_2 - \dots - \beta_p} X \quad \dots \quad (4.3.4)$$

#### 4.4 نماذج تصحيح الخطأ: [5][6][13][20] (Error-correction Models)

ربط الباحث كرانكر (Granger) [27] مفهوم تصحيح الخطأ في أنموذجه السابق من خلال إظهار أنّ نتيجة تقديرات الانحدارات الساكنة ليست بالضرورة انحدارات مزيفة، وبالحقيقة فالانحدار الساكن إما أن يكون زائفاً أو أنّ هنالك ظروفاً يمكن أن تساعد في سكونه. ويمكن تفسير المعادلة على انها علاقة توازن في الأمد الطويل، وأنّ المهم في هذا السياق أن يتم تحليل فيما إذا كانت السلسلة الزمنية ذات اتجاهات مشتركة أو أنها تتصرف وفقاً لاتجاهات خاصة تتفرد بها وهذا الذي يميز العلاقة لكي تكون زائفة أو لا، وسيتم تحليل الاتجاهات من خلال النظر في ترتيب التكامل للمتغيرات الاقتصادية وتحديدتها عن طريق اختبار فيما إذا كان متعدد الحدود المتخلف زمنياً له جذور مساوية للواحد، فإذا كان لمتعدد الحدود جذور وحدة ثم ان المتغير لديه اتجاه خطي، ويتم هذا الاختبار مع اختبار جذر الوحدة والتي أوجدت له اختبارات عديدة ومنها اختبار ديكي- فولر [8] (Dickey- Fuller, 1979) واختبار فيلبس [6] (Phillips, 1987) فيلبس بيرون [10] (Phillips- Perron, 1988) وهذه الاختبارات يمكن تطبيقها بصورة عملية، في هذه الرسالة سيتم اعتماد اختبار (Dickey- Fuller) وأنّ العلاقة بين متغيرات هي ساكنة، وبذلك سوف لا يكون هنالك انحدار زائف إذ لدنيا متغيرات مشتركة في الاتجاه والبقاوي مستقرة أو ساكنة، ثم تتكامل هذه المتغيرات بطريقة مماثلة ولهذا فإنّ الانحدار يسمى (تكامل مشتركاً) والذي يتم توضيح ذلك لاحقاً.

#### 5.4 اختبار ديكي- فولر: (Dickey-Fuller unit-root tests) [8][9][11][20]

لاختبار فرضية العدم بوجود جذر وحدة يجب أن نقدر  $(\beta_1)$  بطريقة المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS)، ولا يمكن استعمال اختبار (t) القياسي (Standard students-test) لاختبار فرضية العدم  $H_0: \beta_1 = 1$  vs;  $H_1: 0 < \beta_1 < 1$

في المعادلة

$$\hat{Y} = \hat{\beta}_1 Y_{t-1}$$

وإحصاءة t المحسوبة  $t_{\hat{\beta}_1} = \hat{\beta}_1 / \text{Se}(\hat{\beta}_1)$  والتي لا تتبع توزيع معين وانما لها توزيع مقارب للمقدر  $\hat{\beta}_1$

المقدر بطريقة المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS) تحت الفرضية البديلة  $H_1$  أي أنه:

$$\sqrt{n}(\hat{\beta}_1 - \beta_1) \sim^A N(0, (1 - \beta_1^2)), |\beta_1| < 1 \quad \dots \quad (1.5.4)$$

وفي حالة وجود k من المتغيرات فإنّ:

$$\sqrt{n}(\widehat{\beta} - \beta) \sim^A N(0, \sigma_u^2 \Omega_{xx}^{-1}) \quad \dots \quad (2.5.4)$$

للمنموذج الآتي :

$$Y_t = \beta_1 Y_{t-1} + U_t \text{ with } |\beta_1| < 1 \quad \dots \quad (3.5.4)$$

يكون التباين للمتغير  $Y_t$  هو

$$\text{Var}(Y_t) = \frac{\sigma_u^2}{1-\beta_1^2} \quad \dots \quad (4.5.4)$$

ثم تستعمل هذه التعابير لإيجاد المقدّر  $\widehat{\beta}_1$  بطريقة (OLS) للمعلمة  $\beta_1$  في الأنموذج (3.5.4) وهو الآتي :

$$\widehat{\beta}_1 = \frac{\sum \sum Y_t Y_{t-1}}{\sum Y_{t-1}^2} \quad \dots \quad (5.5.4)$$

$$\text{Var}(\widehat{\beta}_1) = \frac{\sigma_u^2}{\sum Y_{t-1}^2} \quad \dots \quad (6.5.4)$$

و بناءً على ما تقدم فإن:

$$\sqrt{n}(\widehat{\beta}_1 - \beta_1) \sim^A N\left(0, \sigma_u^2 \left(\frac{\sigma_u^2}{1-\beta_1^2}\right)^{-1}\right)$$

$$\sqrt{n}(\widehat{\beta}_1 - \beta_1) \sim^A N(0, (1 - \beta_1^2)), |\beta_1| < 1$$

هذا التوزيع يكون مقبولاً تحت الفرضية البديلة ( $H_1$ ) وغير مقبول تحت فرضية العدم  $H_0: \beta_1 = 1$  وبالمثل فإن التوزيع يكون مقبولاً لتوزيع (t) القياسي وإحصاءة  $t_{\widehat{\beta}_1}$  تعطى كالتالي:

$$t_{\widehat{\beta}_1} = \frac{\widehat{\beta}_1}{\text{Se}(\widehat{\beta}_1)} \sim^{H_0} t(n-1)$$

إحصاءة (t) لـ  $(t_{\widehat{\beta}_1})$  لا تتبع توزيع (t) القياسي كما بين ديكي فولر (1979)، ومن ثم لا يمكن اختبار

فرضية العدم ( $\beta_1 = 1$ ) لان ديكي-فولر أوجدوا توزيعاً (non degenerated) للإحصاءة  $(\widehat{\beta}_1 - 1)$

(1) في (1970) قام ديكي - فولر وغيرهم بحساب القيم الحرجة للتوزيع بأسلوب المحاكاة . وهذا

الاختبار سمي باختبار ديكي فولر نسبة إلى أسمي العائلة للباحثين ديكي وفولر ويرمز له (DF-test)

وتوجد جداول خاصة لمقارنة القيم المحسوبة من القيم الحرجة للتوزيع غير القياسي ، وتوزيع  $(\widehat{\beta}_1 - 1)$

(1) موجود بدل  $\sqrt{n}(\widehat{\beta}_1 - 1)$  لذلك سيكون مقدر  $(\beta_1)$  بطريقة (OLS) مقدرًا متسقاً .

ولتطبيق هذا الاختبار الذي يدعى اختبار جذر الوحدة إذ ليس من الضروري تحديد معادلة الانحدار نفسها

لبرامج الاقتصاد القياسي المعروفة. ويتضمن هذا الاختبار ثلاثة نماذج وأحد هذه النماذج هو :

**الأنموذج:** وجود حد ثابت ووجود اتجاه زمني

الأنموذج :

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \gamma_t + U_t$$

يصبح بالشكل الآتي :

$$\nabla Y_t = \beta_0 + (\beta_1 - 1)Y_{t-1} + \gamma_t + U_t$$

$$\nabla Y_t = \beta_0 + \theta Y_{t-1} + \gamma_t + U_t$$

و يتم اختبار الفرضية الآتية :

$$H_0: Y_t \sim I(1) \quad \text{vs}; \quad H_1: Y_t \sim I(0)$$

بعد حساب قيمة إحصاءة الاختبار  $t_{\widehat{\theta}} = \frac{\widehat{\theta}}{\text{Se}(\widehat{\theta})}$  ومقارنتها مع القيمة الجدولية .

وعند استعمال اختبار (Dickey-Fuller) في التطبيق العملي علينا أن نختار أحد حالات الاختبار للمتغير

الاقتصادي، ويكون الأنموذج بوجود حد ثابت وبدون اتجاه زمني ، وعندما يتم تطبيق الاختبار على

بواقى الانحدار، ويمكن استعمال النماذج الأخرى في كثير من الأحيان إذا كان الوسط للبواقى صغيراً،



ويمكن وصف اختبار (Dickey-Fuller) أنّ عملية انحدار ذاتي من الدرجة الأولى الذي يفترض أنّه متغير, وفي التطبيق العملي لا نعرف ترتيب هذه العملية ومن ثمّ فإنّ النظام يتحدد تجريبيا وبصورة عامة فإنّ الأنموذج AR(p) سوف يفترض ويتم ترتيب p لتحديد النمذجة من العام إلى الخاص والأنموذج العام هو :

$$\beta(L) Y_t = \beta_0 + U_t$$

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 Y_{t-2} + \dots + \beta_p Y_{t-p} + U_t \quad \dots \quad (8.5.4)$$

ويمكن إعادة كتابة الأنموذج باستعمال الرمز  $\alpha_i$  للمعلمة  $\beta_i$ , اي ان:

$$\nabla Y_t = \beta_0 + (\beta_1 - 1)Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \alpha_i \nabla Y_{t-i} + U_t \quad \dots \quad (9.5.4)$$

ويكون لدينا :

$$\nabla Y_t = \beta_0 + \theta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \alpha_i \nabla Y_{t-i} + U_t \quad \dots \quad (10.5.4)$$

وفي التطبيق العملي يتم اختيار (p) لأن في هذه الطريقة تكون البواقي غير مرتبطة كما إنّ فرضية العدم تقترض وجود جذر الوحدة ويمتلك الأنموذج الخصائص للمتغيرات التفسيرية (explanatory variable) لذلك فإنّ  $(Y_{t-1})$  غير مستقر ولكن المتغيرات التي تخلفت بالفرق الأول  $(\nabla Y_{t-1})$  تكون مستقرة وهذا يعني أنّ توزيع  $t_{\hat{\alpha}_1} = \frac{\hat{\alpha}_1}{Se(\hat{\alpha}_1)}$  هو توزيع (t) القياسي و  $t_{\hat{\theta}} = \frac{\hat{\theta}}{Se(\hat{\theta})}$  هو توزيع (Dickey-Fuller), إذ يكون الاختبار هو للعملية  $(\nabla Y_{t-i})$  يمكن قياسها باستعمال توزيع t القياسي الذي يختبر  $\alpha_i$  إذ تخلفت بعيدا عن الصفر .

#### 6.4 تحليل التكامل المشترك [12][11][10][4][3][2] Co integration analysis

يطلق على السلسلة الواحدة اذا كانت غير ساكنة كلمة متكاملة (integrated), فمثلا إنّ سلسلة (X) متكاملة من الرتبة الأولى أو الثانية, أمّا كلمة التكامل المشترك (Co integration) الذي يمكن تعريفه بأنه تزامن أو تصاحب (Association) بين سلسلتين زمنيتين أو اكثر التي تؤدي التقلبات في أحدهما لإلغاء التقلبات في الأخرى بطريقة تجعل النسبة بين قيمتهما ثابتة عبر الزمن ويعود الفضل في تقديمه لأول مرة من قبل الباحث (Engel Granger 1987) الذي عدّه إحدى الادوات المهمة في دراسة العلاقات بين المتغيرات الاقتصادية في الأمد الطويل فضلاً عن أنه يساعد في تحديد مستوى التوازن بين البيانات غير المستقرة والتي لا تتسم بالثبات الذي يعني ان بيانات السلسلة الزمنية قد تكون غير مستقرة اذا ما اخذت كل على حده ولكنها تكون مستقرة كمجموعة فمثلا اذا وجدت اكثر من سلسلة غير ساكنة فنقول عنها ان السلاسل (X) و (Y) متساوية التكامل اذا تضمنت العلاقة بين السلاسل على توفيق خطي ساكن (Stationary linear combination) واحد على الأقل , وهذا المكون الخطي الساكن يمثل معادلة التكامل المشترك الذي هو التعبير الإحصائي للعلاقة التوازنية طويلة الأمد بين المتغيرات (X) و (Y), فإذا كانت لدينا علاقة بين المتغيرات وكانت نتائج اختبار ديكي - فولر تقرر في السلاسل الأصلية وجود جذر الوحدة بحيث يتم اختبار كل سلسلة على حده وانها متكاملة من نفس الرتبة هنا نقول بوجود تكامل مشترك بين المتغيريين على الرغم من أنّ السلسلتين غير ساكنتين لكن لن يتحقق إلا بشروط منها : أنّ تكون المتغيرات متكاملة من نفس الرتبة يعني

$$Y_t \sim I(1)$$

$$X_t \sim I(1)$$

رتبتها أكبر من الصفر أو أنّ تشتمل على اتجاه محدد (deterministic trend) .

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + U_t$$

$$U_t \sim I(0)$$

ويلاحظ في هذه الحالة أنّ الحد العشوائي متمثلا في البواقي  $(U_t)$  الذي يقيس انحراف العلاقة المقدرّة في الأمد القصير عن اتجاهها التوازني في الأمد الطويل بالرغم من وجود انحرافات عن هذا الاتجاه في

الأمْد القصير والنااتجة عن تقدير انحدار السلسلة (X) على (Y) او بالعكس ويكون متكامل من الرتبة صفر وتنعكس هذه الحالة في العلاقة الأتية :

$$U_t = Y_t - \beta_1 - \beta_2 X_t$$

ووفقاً لهذا المنطق فإنّ النظام يكون في وضع التوازن عندما  $U_t = 0$  ويكون في حالة عدم توازن عندما  $U_t \neq 0$  وهناك عدة طرائق لاختبار التكامل المشترك ومن أهمها :

انجل كرانكر ذات المرحلتين (Engel and Granger 1987) .

اختبار جوهانسن (Jahnsen Test 1988) .

#### 1.6.4 اختبار انجل كرانكر ذات المرحلتين: [3][5][6][9][10] (Engel and Granger)

يُعدّ اختبار انجل كرانكر ذا الخطوتين الذي قدمه لأول مرة (Engel and Granger, 1978) اختباراً لوجود علاقة توازنية مستقرة في النظرية الاقتصادية ودليلاً على صحة توصيف الأنموذج (perman, 1991) ويستخدم في النماذج التي تتكون من متغيريين بوجود سلسلتين متكاملتين من الدرجة الأولى دون التضحية بالعلاقة طويلة الأمد، ويتم ذلك من خلال تحليلات التكامل المشترك بخطوتين، ففي الخطوة الأولى يتم إجراء نموذج العلاقة الخطية بين المتغيرين حسب طريقة المربعات الصغرى (OLS) أو حسب الصيغ الأصلية للتكامل المشترك :

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + U_t \dots (I)$$

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 T + \beta_2 X_t + U_t \dots (II)$$

الأنموذج الأول يحتوي على ثابت دون اتجاه زمني، والأنموذج الثاني يحتوي على حد ثابت واتجاه زمني في الخطوة الثانية يتم اختبار سكون البواقي ( $U_t$ ) المقدرّة الناشئة عن الأنموذج السابق باستعمال اختبارات جذر الوحدة مثل اختبار ديكي - فولر الموسع (ADF)

$$\Delta e_t = \alpha + \beta T + \rho e_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta e_{t-1} + U_t$$

وتقوم فرضية العدم في هذا التحليل على أنّ ( $\rho = 0$ ) فإذا تم قبولها يعني أنّ البواقي غير ساكنة، أمّا إذا تم رفضها دلّ ذلك على سكون البواقي بحيث تكون متكاملة من الدرجة صفر ( $I(0)$ ) فهذا يعني وجود تكامل مشترك بين ( $Y_t$ ) و ( $X_t$ ) نستنتج منها وجود علاقة توازنية طويلة الأمد بين المتغيريين ويمكن أيضاً من خلال مقارنة قيمة تاو ( $\tau$ ) المحسوبة من اختبار ديكي فولر مع تاو ( $\tau$ ) الجدولية فإذا كانت قيمة ( $\tau$ ) المحسوبة أكبر من القيمة الحرجة نرفض فرضية العدم ومن ثمّ سكون البواقي ( $U_t$ ) وبيانات ( $Y_t$ ) و ( $X_t$ ) تتصف بخاصية التكامل المشترك وبناءً على ذلك فإنّ الانحدار المقدر لا يكون زائفاً وإذا حدث العكس لا تكون المتغيرات محل الدراسة متمتعة بخاصية التكامل المشترك ويعدّ الانحدار زائفاً .

#### 2.6.4 اختبار جوهانسن: [6][13][14][16][15] (Johansen test)

إنّ استعمال منهجية جوهانسن (Johansen, 1988) و جوهانسن - جوسليوس (Johansen and Juselius, 1990) الذي يعتبر أفضل في النماذج التي تكون أكثر من متغيريين والذي يُعدّ أفضل حتى من انكل كرانكر (Engel and Granger, 1987) ذي الخطوتين حتى في حالة وجود متغيريين فقط لأنه يسمح بالأثر المتبادل بين المتغيرات موضع الدراسة، وإنّ منهجية هذا الاختبار هي اختبار رتبة المصفوفة ( $\pi$ ) الذي يتطلب وجود تكامل مشترك بين السلاسل الزمنية، أي لا تكون المصفوفة ( $\pi$ ) ذات رتبة كاملة، إذ ( $r$ ) عدد متجهات التكامل، ومن أجل تحديد عدد متجهات التكامل يتم استعمال اختبارين احصائيين مبنيين على أساس دالة الامكان (L R) (Likelihood Ratio Test) وتكون فرضية العدم وجود متجه واحد على الأقل للتكامل المشترك وهما :

1. اختبار الأثر Trace test ( $\lambda_{trace}$ ) الذي هو مجموع عناصر قطر المصفوفة ويحسب كالآتي :

$$Trace = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(\lambda_i^{\wedge})$$

حيث (T) تمثل حجم العينة وتختبر فرضية العدم التي تصنف على أنّ عدد متجهات التكامل المشترك أكبر أو يساوي ( $r$ ) والتي تعني بان المتغيرات غير متكاملة (لا توجد متجهات للتكامل) مقابل الفرضية البديلة أي إنّ عدد متجهات التكامل المشترك تساوي ( $r$ ) .

2. اختبار القيم المميزة العظمى Maximum Eigen values Test ( $\lambda_{Max}$ ) والذي يعرف على أنّه :

$$\lambda_{Max} = -T \ln(1 - \lambda_i^{\wedge})$$

إذ يتم اختبار فرضية العدم ان عدد متجهات التكامل المشترك تساوي (r) مقابل الفرضية البديلة ان عدد متجهات التكامل المشترك تساوي (r+1).

ومن خلال مقارنة نسبة الامكانية بالقيم الحرجة على المستوى الاحتمالي (1% , 5%) يمكن تحديد عدد متجهات التكامل المشترك ومن ثمّ يفضل استعمال نموذج تصحيح الخطأ (ECM Error Correction Model)

$$\Delta Y_t = a\Delta X_t + \theta(Y_{t-1} - \hat{\beta}X_t) + M_t$$

ويمكن تمثيل وجود متجه واحد على الأكثر للتكامل المشترك

$$RL = T \ln(1 - \lambda_2) \quad \dots \quad (1. 2.6.4)$$

$$RL = T[\ln(1 - \lambda_1) + \ln(1 - \lambda_2)] \quad \dots \quad (2. 2.6.4)$$

إذا كانت المعادلة (1.13.11.2) غير معنوية والمعادلة (2.13.11.2) معنوية فهذا دليل على وجود التكامل المشترك , وقد وضع جوهانسن أنّ نسبة الإمكان (LR) في المعادلتين السابقتين لا تتبع توزيعاً قياسياً.

### الجانب التطبيقي :

#### أسلوب جمع البيانات :

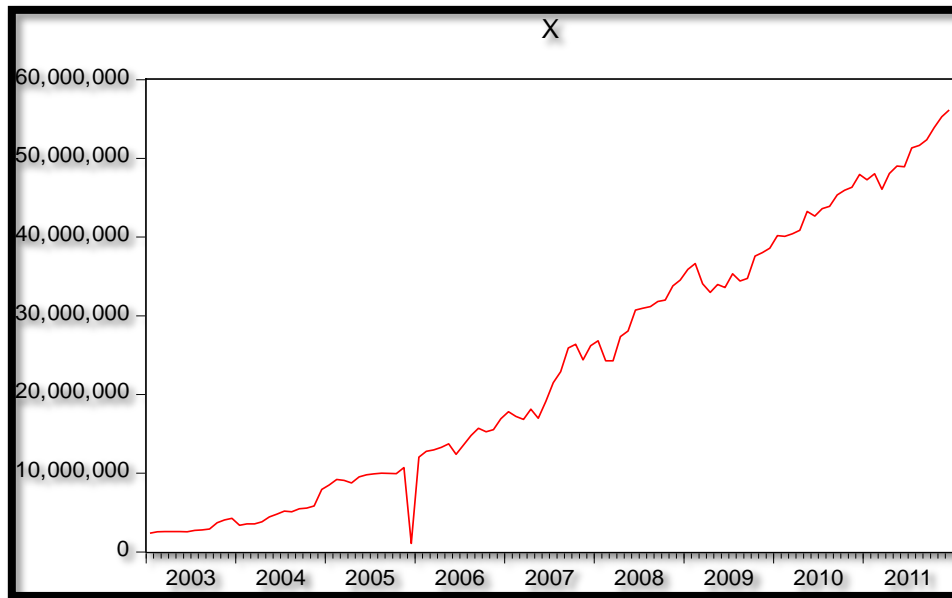
تم جمع البيانات من البنك المركزي العراقي وهذه البيانات تمثل الودائع والائتمان النقدي و البيانات اخذت على الشكل مشاهدات شهرية من عام (2003-2011) وتم تحليل هذه البيانات باستعمال البرنامج الاقتصادي القياسي (EViews).

#### رسم السلسلة الزمنية:

لتحليل السلسلة الزمنية والذي يتضح من خلالها تأثر السلسلتين بالاتجاه العام الصاعد ، والرسمين الآتيين يمثلان السلسل الزمنية قيد الدراسة :

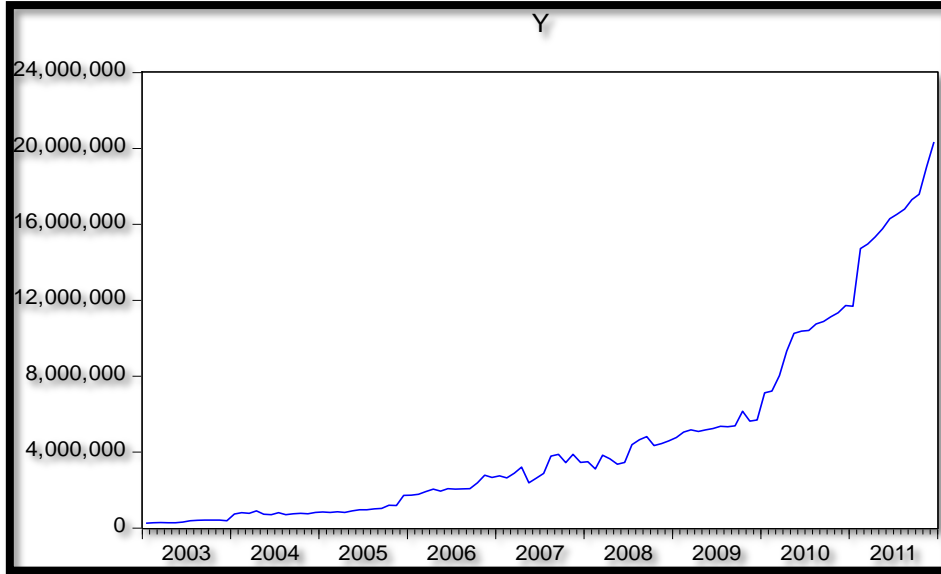
#### الشكل (1)

تمثل سلسلة الودائع (x) بالعراق (2003-2011)



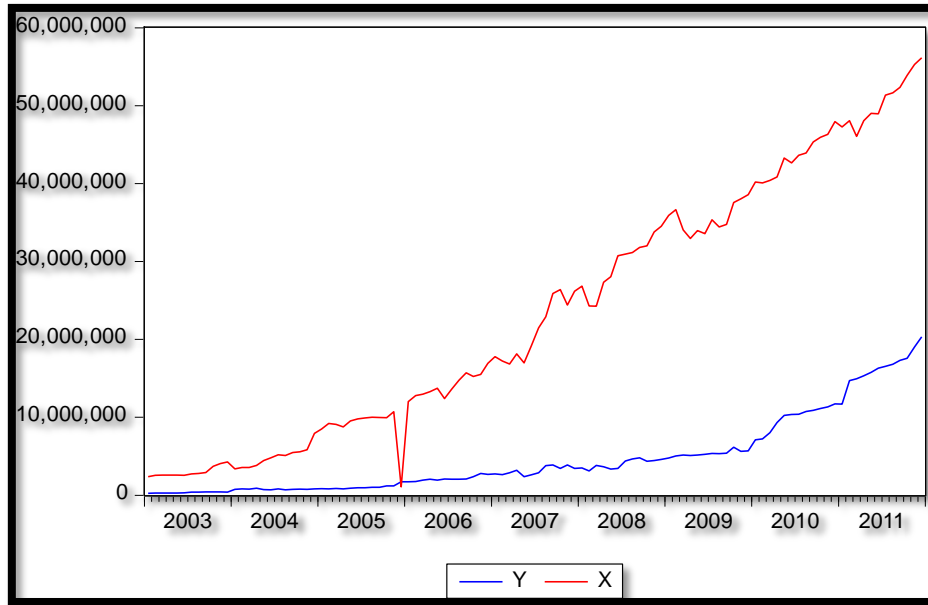
#### الشكل (2)

تمثل سلسلة الائتمان النقدي (x) بالعراق (2003-2011)

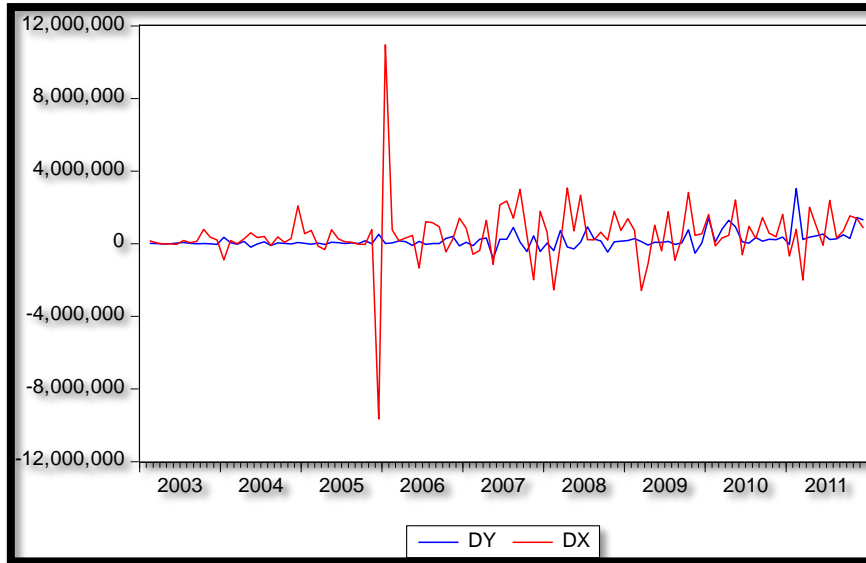


والشكل أدناه يمثل رسم السلسلتين معا :

**الشكل (3)**  
الودائع والائتمان النقدي للفترة (2003-2011)



**الشكل (4)** السلسلتان بعد استقرارهما



الجدول (1) الذي يختبر السلسلة بوجود حد ثابت واتجاه زمني بعد أخذ الفرق الأول لها تبين منه رفض الفرض الصفري (الصف الأول بالجدول) وجود جذر وحدة لان قيمة تاو المحسوبة هي (14.83206) أكبر من قيمة تاو الجدولية (3.452764) عند مستوى معنوية (5%)، عليه ترفض فرضية العدم بوجود جذر وحدة وقبول الفرضية البديلة بعدم وجود جذر الوحدة مما يعني أنّ السلسلة (X) قد استقرت بأخذ الفرق الأول لها وتعدّ متكاملة من الدرجة I(1) الحد الثابت (C) غير معنوي اي ان السلسلة لها وسطا صفرياً، أما الزمن @TREND(2003M01) غير معنوي مما يعني أنّ السلسلة الأصلية لا تشتمل على اتجاه خطي عام محدد (General Linear Trend).

**الجدول (1)**

اختبار جذر الوحدة في سلسلة (X) لتحديد رتبته باستخدام اختبار ADF  
الاختبار بوجود حد ثابت (c) والزمن (Linear Trend)

<b>Null Hypothesis: D(X) has a unit root</b>				
<b>Exogenous: Constant, Linear Trend</b>				
<b>Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)</b>				
<b>Prob.*</b>	<b>t-Statistic</b>			
<b>0.0000</b>	<b>-14.83206</b>	<b>Augmented Dickey-Fuller test statistic</b>		
	<b>-4.046925</b>		<b>1% level</b>	<b>Test critical values:</b>
	<b>-3.452764</b>		<b>5% level</b>	
	<b>-3.151911</b>		<b>10% level</b>	
<b>*MacKinnon (1996) one-sided p-values.</b>				
<b>Augmented Dickey-Fuller Test Equation</b>				
		<b>Dependent Variable: D(X,2)</b>		
		<b>Method: Least Squares</b>		
		<b>Date: 11/02/13 Time: 17:00</b>		

Sample (adjusted): 2003M03 2011M12				
Included observations: 106 after adjustments				
Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.0000	-14.83206	0.091842	-1.362211	D(X(-1))
0.4824	0.704955	327327.3	230751.1	C
0.1152	1.588862	5261.643	8360.026	@TREND(2003M01)

هنا من خلال ملاحظة الجدول (2) الذي يختبر سلسلة (Y) بوجود حد ثابت واتجاه زمني بين رفض الفرض الصفري (الصف الأول بالجدول) وجود جذر وحدة، لأن قيمة تاو المحسوبة هي (10.43014) أكبر من قيمة تاو الجدولية (3.452764) عند مستوى معنوية 5%، عليه ترفض فرضية العدم بوجود جذر وحدة وقبول الفرضية البديلة بعدم وجود جذر الوحدة مما يعني أن السلسلة Y مستقرة بأخذ الفرق الأول لها وتكون متكاملة من الدرجة (1). I.

الحد الثابت C أصبح غير معنوي أي إن السلسلة وسطها صفري، أما الزمن @TREND(2003M01) معنوي مما يعني أن السلسلة الاصلية تشتمل على اتجاه خطي عام محدد (General Linear Trend)

#### الجدول (2)

اختبار جذر الوحدة في سلسلة Y لتحديد رتبته باستخدام اختبار ADF (Linear Trend) والزم (Constant) (c) ثابت (c) والزم (Linear Trend)

Null Hypothesis: D(Y) has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)				
Prob.*	t-Statistic			
0.0000	-10.43014	Augmented Dickey-Fuller test statistic		
	-4.046925		1% level	Test critical values:
	-3.452764		5% level	
	-3.151911		10% level	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(Y,2)				
Method: Least Squares				
Date: 11/02/13 Time: 17:03				
Sample (adjusted): 2003M03 2011M12				
Included observations: 106 after adjustments				
Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable

0.0000	-10.43014	0.100214	-1.045241	D(Y(-1))
0.1085	-1.619194	85511.23	-138459.3	C
0.0001	4.222067	1459.284	6161.192	@TREND(2003M01)

نستج مما سبق أن السلسلتين (X) و (Y) غير مستقرتين بالمستوى لكنهما قد استقرتا بعد أخذ الفرق الأول لهما، مما يعني أن السلسلتين متكاملتان من نفس الرتبة وهي الرتبة الأولى (I(1) ومن ثمّ يمكن إجراء اختبار التكامل المشترك (جوهانسن).

إنّ من ملاحظة الجدول (3) الذي يبين اختبار جذر الوحدة للبواقي والذي يختبر الفرض الصفري الذي تمثّل وجود جذر وحدة، أي وجود ارتباط بالأخطاء وبما أنّ قيمة تاو المحسوبة والتي بلغت (10.08707) أكبر من قيمة تاو الجدولية والتي تبلغ (1.943943) والذي يؤدي إلى رفض الفرضية الصفرية وقبول الفرضية البديلة مما يعني قبول الفرض البديل أي أنّ سلسلة البواقي مستقرة بالمستوى، ويقال انها متكاملة من الدرجة الصفرية (I(0) وهذا من شروط تكامل السلسلتين، أن تكون الاخطاء متكاملة بدرجة أقل من تكامل السلسلتين .

### الجدول (3)

اختبار جذر الوحدة لسلسلة البواقي

Null Hypothesis: RESID01 has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)				
Prob.*	t-Statistic			
0.0000	-10.08707	Augmented Dickey-Fuller test statistic		
	-2.587387		1% level	Test critical values:
	-1.943943		5% level	
	-1.614694		10% level	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(RESID01)				
Method: Least Squares				
Date: 11/05/13 Time: 20:13				
Sample (adjusted): 2003M05 2011M12				
Included observations: 104 after adjustments				
Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.0000	-10.08707	0.100661	-1.015375	RESID01(-1)
10835.73	Mean dependent		0.496802	R-squared

	var		
646852.9	S.D. dependent var	0.496802	Adjusted R-squared
28.92042	Akaike info criterion	458854.3	S.E. of regression
28.94585	Schwarz criterion	2.17E+13	Sum squared resid
28.93072	Hannan-Quinn criter.	-1502.862	Log likelihood
		1.957413	Durbin-Watson stat

إنّ الجدول (4) الذي يمثل اختبار جوهانسن للتكامل المشترك الذي بين في الصف الأول نتائج اختبار الفرض الصفري القائل بأنّ عدد معادلات التكامل المتساوي أقل من أو تساوي  $(r)$  (رتبة المصفوفة) مقابل فرض بديل غير محدد بحيث أنّ (اختبار الأثر Trace) للفرض الصفري القائل بأنّ عدد معادلات التكامل المتساوي أقل من أو تساوي  $r$  مقابل فرض أن كل سلسلتين غير ساكنتين وأن قيمة احصاءه الأثر المحسوب (26.42656) أكبر من القيمة الجدولية (25.87211) وعليه نقبل الفرضية البديلة ونقول بوجود معادلة تكامل واحدة على الأقل وإذا تم قبول الفرض الصفري بالصف التالي نقول بعدم وجود معادلة تكامل .

أما الصف الثاني من الجدول الذي يمثل اختبار القيم المميزة العظمى (Maximum Eigen value) والذي يختبر الفرض الصفري القائل بأنّ عدد متجهات التكامل المتساوي هي  $(r)$  مقابل الفرض البديل بانها تساوي  $(r+1)$  ويؤديها النتيجة السابقة .

لأن احصاءه اعظم قيمة مميزة ذاتية محسوب هي (20.25743) أقل من القيمة الجدولية (19.38704) وعليه نرفض الفرضية الصفرية ونقول بوجود معادلة تكامل واحدة على الأقل وإذا تم قبول الفرض الصفري بالصف التالي فلا يوجد معادلات تكامل أصلاً .

أما في حال رفضها فإنها تدل على وجود معادلة تكامل مشترك واحدة , وعلى ذلك وطبقاً لهذه النتيجة فإنه توجد علاقة توازنية في الأمد الطويل بين المتغيرين الودائع  $(X)$  والائتمان النقدي  $(Y)$  وهذا ما تؤيده النظرية الاقتصادية .

الصف الثالث من الجدول الذي يمثل علاقات التكامل المتساوي معاملات المصفوفة  $\alpha\beta = \Pi$  والتي تنقسم على معاملات المصفوفة  $\beta$  إذ أنّ الصف الأول يمثل متجه التكامل الأول, والصف الثاني يظهر متجه التكامل الثاني التي تمثل المستويات لمعادلة التكامل المتساوي ومعاملات المصفوفة  $\alpha$  على الشكل متجه عمودي التي تمثل معاملات التكيف بحيث إنّ رتبة المصفوفة تكون كالاتي :

$$\alpha\beta_{k1} = \begin{bmatrix} 152402.1 \\ 368682.3 \end{bmatrix} \begin{pmatrix} 0.070726 & -1.37E-07 & 3.29E-07 \end{pmatrix}$$

$$\alpha\beta_{k2} = \begin{bmatrix} 63066.79 \\ -372459.9 \end{bmatrix} \begin{pmatrix} -0.223164 & 4.67E-07 & -9.29E-08 \end{pmatrix}$$

وفي الصف الرابع من الجدول الذي يبين علاقة التوازن في الأمد الطويل ويتم قسمة normalization معاملات معادلة التكامل على معلمة المتغير الأول (إذ أنّ نموذج VAR حساس لترتيب المتغيرات) وهذا المتغير الأول في الترتيب  $Y$  ويمكن التأكد من ذلك:

@TREND(0

3M02)

X

Y

0.070726 -1.37E-07 3.29E-07

وبالقسمة على معلمة  $Y$  نحصل على:



@TREND(

المتغير 03M0) X Y  
 المعلمة 214940.0 0.416699 1.000000  
 الانحراف المعياري (160977.) (0.31068)

وتوصف مثل هذه العلاقات " مروونات الأمد الطويل " وهنا تحديدا المتغير التابع هو الائتمان النقدي و المتغير المستقل هو الودائع بحيث ان معلمة (x) معنوية فيمكن رفض الفرض الصفري في الأمد الطويل.

الجدول (4)

اختبار جوهانسن للتكامل المشترك

Date: 11/06/13 Time: 21:08				
Sample (adjusted): 2003M06 2011M12				
Included observations: 103 after adjustments				
Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)				
Series: Y X				
Lags interval (in first differences): 1 to 4				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
	0.05	Trace		Hypothesized
Prob.**	Critical Value	Statistic	Eigenvalue	No. of CE(s)
0.0427	25.87211	26.42656	0.162435	None *
0.2382	12.51798	8.169122	0.076248	At most 1
Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
	0.05	Max-Eigen		Hypothesized
Prob.**	Critical Value	Statistic	Eigenvalue	No. of CE(s)
0.0724	19.38704	20.25743	0.162435	None
0.2382	12.51798	8.169122	0.076248	At most 1
Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by $b'S_{11}b=I$ ):				
		@TREND(0 3M02)	X	Y
		0.070726	-1.37E-07	3.29E-07
		-0.223164	4.67E-07	-9.29E-08
Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):				
		63066.79	152402.1	D(Y)
		-372459.9	368682.3	D(X)
	-3095.186	Log likelihood	1 Cointegrating Equation(s):	
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)				
		@TREND(0 3M02)	X	Y
		214940.0	0.416699	1.000000
		(160977.)	(0.31068)	
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)				
			0.050148	D(Y)
			(0.01415)	
			0.121315	D(X)
			(0.05417)	

من ملاحظة الجدول (5) لاختبار انكل كرانكر للسببية وتبين من الجدول (14) أن متغيرات الدراسة (الودائع والائتمان النقدي) تتصف بخاصية جذر الوحدة والتكامل المشترك ومن ثم استقرار العلاقة في الأجل الطويل، نتحول إلى تحليل وقياس السببية واتجاهها بين هذه المتغيرات وذلك في الأجل القصير الذي وجد من الاختبار رفض فرضية العدم التي تقترض بان المتغير المستقل (DX) لا يؤثر بالمتغير التابع (DY) لان قيمة الاحتمال اكبر من (5%) وبلغت إحصاءة (F) بلغت (0.66468) باحتمال (0.5167) ومن ثم أدى إلى قبول الفرضية البديلة التي تقترض وجود علاقة بين المتغيرين هذا إذا كان الاتجاه من المتغير المستقل (DX) إلى المتغير التابع (DY) أما إذا كان الاتجاه من المتغير التابع (DY) إلى المتغير المستقل (DX) فتم قبول الفرضية البديلة التي تدل على وجود علاقة بينهم ورفض فرضية العدم وهذا يدل على ان المتغيرين أحدهما يؤثر بالآخر والتأثير يكون بالاتجاهين .

#### الجدول (5)

اختبار انكل - كرانكر للسببية

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 11/03/13 Time: 17:23
Sample: 2003M01 2011M12

Lags: 2			
Prob.	F-Statistic	Obs	Null Hypothesis:
0.5167	0.66468	105	DX does not Granger Cause DY
0.7310	0.31437		DY does not Granger Cause DX

## تقديرات نموذج الخطأ:

بعد أن عرفنا أن عدد معادلات التكامل المتساوي تساوي واحداً , وأن السلاسل متكاملة من الرتبة I(1) يمكن تقدير نموذج تصحيح الخطأ فإذا كان المتغيران هما الودائع (DX) والائتمان النقدي (DY) . وعليه فإن الجزء الأول من الجدول (6) الذي يخص معادلة التكامل المتساوي , وهي بند تصحيح الخطأ التي تشمل على المعلمة في الأمد الطويل ومن التقدير أدناه يمكن الوصول إلى:

أولاً - مروونات الأمد الطويل :

وُجد أن مرونة الائتمان النقدي معنوية بلغت (0.068667) , وهذا ما يتفق مع المنطق الاقتصادي .

ثانياً - معامل التصحيح في الأمد القصير :

من الجزء الثاني في الجدول وجد أن سرعة تصحيح الخطأ في معادلة الودائع معنوية (0.040924) أي (4%) من عدم التوازن في الأمد الطويل في الودائع يتم تصحيحه في السنة .

كما أن سرعة تصحيح الخطأ في معادلة الائتمان النقدي (0.046646) أي تقريبا (4%) من عدم التوازن في الائتمان النقدي في الأمد الطويل يتم تصحيحها في الأمد القصير .

## الجدول (6)

تقدير متجه تصحيح الخطأ

Vector Error Correction Estimates		
Date: 11/03/13 Time: 18:23		
Sample (adjusted): 2003M04 2011M12		
Included observations: 105 after adjustments		
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]		
	CointEq1	Cointegrating Eq:
	1.000000	Y(-1)
	0.068667	X(-1)
	(0.07159)	
	[ 0.95912]	
	-6335372.	C
D(X)	D(Y)	Error Correction:
0.046646	0.040924	CointEq1
(0.03471)	(0.00884)	
[ 1.34399]	[ 4.62954]	
-0.055598	-0.123575	D(Y(-1))

(0.41305)	(0.10520)	
[-0.13460]	[-1.17465]	
-0.040026	-0.101587	D(Y(-2))
(0.41607)	(0.10597)	
[-0.09620]	[-0.95863]	
-0.426079	-0.013798	D(X(-1))
(0.09910)	(0.02524)	
[-4.29936]	[-0.54666]	
-0.182622	0.013047	D(X(-2))
(0.09936)	(0.02531)	
[-1.83802]	[ 0.51555]	
830140.4	230423.5	C
(213706.)	(54429.4)	
[ 3.88449]	[ 4.23344]	
0.164052	0.206661	R-squared
0.121833	0.166594	Adj. R-squared
2.72E+14	1.77E+13	Sum sq. resids
1657924.	422261.3	S.E. equation
3.885697	5.157812	F-statistic
-1649.612	-1506.004	Log likelihood
31.53548	28.80008	Akaike AIC
31.68713	28.95174	Schwarz SC
510016.4	191043.4	Mean dependent
1769196.	462543.8	S.D. dependent
4.90E+23	Determinant resid covariance (dof adj.)	
4.36E+23	Determinant resid covariance	
-3155.616	Log likelihood	
60.37364	Akaike information criterion	
60.72750	Schwarz criterion	

من ملاحظة الجدول (7) الذي بين العلاقة بين الودائع والائتمان النقدي والذي اظهر معنوية المعالم من خلال مقارنة قيمة (t) المحسوبة والتي بلغت (22.68846) مع نظيرتها الجدولية والبالغة قيمتها (1.96) بمستوى معنوية (5%) وذلك لأن قيمة (t) المحسوبة أكبر من القيمة الجدولية وعليه يمكن تقدير العلاقة التوازنية طويلة الأمد بالمعادلة الآتية:

$$Y_t = -1747852 + 0.278262X_t$$

وإنّ هذه المعادلة تمثل العلاقة التوازنية بين الودائع والائتمان النقدي بعد اختبار وجود التكامل المشترك فكانت قيمة الحد الثابت (-1747852) معنوية وسالبة وقيمة المعلمة المتغير ( $X_t$ ) بلغت (0.278262) وهي ايضا معنوية عند مستوى معنوية أقل من (5%) مما يعني أنّ كلا المتغيرين يصلان إلى حالة التوازن في الأمد الطويل. ومما يعزز هذه النتائج قيمة معامل التحديد للأتمودج والذي بلغ (0.82) , والذي يعني أنّ المتغير المستقل استطاع أن يفسر ما نسبته (82%) من إجمالي التغيرات الحاصلة في المتغير التابع , وهذا يعزز الفرضية القائلة بأنّ الائتمان النقدي يؤثر على الودائع . وأيضا نلاحظ انخفاض قيمة (Durbin-Watson stat) والتي بلغت (0.096856) والتي تدل على عدم وجود ارتباط ذاتي في سلسلة البواقي .

الجدول (7)  
تقدير العلاقة طويلة الأمد

Dependent Variable: Y				
Method: Least Squares				
Date: 11/05/13 Time: 19:56				
Sample: 2003M01 2011M12				
Included observations: 108				
Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.0000	22.68846	0.012264	0.278262	X
0.0000	-4.970678	351632.6	-1747852.	C
4780512.	Mean dependent var		0.829243	R-squared
5059269.	S.D. dependent var		0.827632	Adjusted R-squared
31.97156	Akaike info criterion		2100466.	S.E. of regression
32.02123	Schwarz criterion		4.68E+14	Sum squared resid
31.99170	Hannan-Quinn criter.		-1724.464	Log likelihood
0.096856	Durbin-Watson stat		514.7661	F-statistic
			0.000000	Prob(F-statistic)

ومن ملاحظة الجدول (8) وبعد تقدير العلاقة التوازنية وكخطوة ثانية تقدير نموذج تصحيح الخطأ في الأمد القصير بالنمذجة من العام إلى الخاص , ونلاحظ أنّ جميع المعلمات المقدرة باستثناء ثابت الأمد وبما في ذلك من معامل التصحيح الخطأ تختلف اختلافا كبيرا عن الصفر ومن ثمّ فإنّ نموذج تصحيح الخطأ في الأمد القصير يكون كالآتي :

$$\widehat{\nabla Y}_t = 130276.0 - 0.001012\nabla X_t - 0.962558\nabla Y_{t-1} + 1.016020\nabla Y_{t-2} - 0.875426e_{t-1}$$

الجدول (8)  
العلاقة قصيرة الأمد

Dependent Variable: DY				
Method: Least Squares				
Date: 11/05/13 Time: 22:18				
Sample (adjusted): 2003M05 2011M12				
Included observations: 104 after adjustments				
White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance				
DY=C(1)+C(2)*DX+C(3)*Y(-1)+C(4)*Y(-2)+C(5)*RESID01(-1)				
Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	
0.2725	1.103449	118062.5	130276.0	C(1)
0.0095	-0.050717	0.019962	-0.001012	C(2)
0.0268	-1.111851	0.865726	-0.962558	C(3)
0.0251	1.153609	0.880732	1.016020	C(4)
0.0269	1.110286	0.788469	0.875426	C(5)
192947.1	Mean dependent var	0.200299	R-squared	
464370.2	S.D. dependent var	0.167988	Adjusted R-squared	
28.79773	Akaike info criterion	423573.8	S.E. of regression	
28.92486	Schwarz criterion	1.78E+13	Sum squared resid	
28.84923	Hannan-Quinn criter.	-1492.482	Log likelihood	
1.982298	Durbin-Watson stat	6.199081	F-statistic	
			0.000171	Prob(F-statistic)

الفرضية التي سيتم التحقق منها في الجدول (9) هو وجود علاقة بسيطة بين الودائع والائتمان النقدي باستعمال مبدأ (Handery) وهو مبدأ النمذجة من العام إلى الخاص والأنموذج المقدر يكون نموذج مختزل بسبب عامل التخلف للمتغير المعتمد التي تضمنتها المعادلة .  
وننتائج الجدول التي تم الحصول عليها بدون قيود هي :

$$\hat{Y}_t = -31549.82 + 0.003937X_t - 0.000979X_{t-1} + 0.912235Y_{t-1} + 0.026554Y_{t-2} + 0.101610Y_{t-3}$$

وبإعادة كتابة الأنموذج أعلاه باستعمال عامل الإزاحة والذي يمثل كالاتي :

$$\hat{Y}_t = \frac{-31549.82}{1-0.912235-0.026554-0.101610} + \frac{0.003937-0.000979L}{1-0.912235L-0.026554L^2-0.101610L^3} X_t$$

والانموذج الذي يمثل الاثار المترتبة في الامد الطويل من خلال التعويض بقيمة  $L=1$  وكالاتي:

$$\hat{Y}_t = -121531.9664 + 0.0113944 X_t$$

هذه النتيجة تبدو علاقة مقبولة جدا. المعلمة المقدره في الامد الطويل في حين أن الحل للنموذج في الامد القصير يقدر بدون قيود والذي يعطي استجابة الامد الطويل من خلال قيمة المعلمة التقديرية وباللغة . (0.0113944)

الجدول (9)  
علاقة قصيرة الامد

Dependent Variable: Y				
Method: Least Squares				
Date: 11/05/13 Time: 21:03				
Sample (adjusted): 2003M04 2011M12				
Included observations: 105 after adjustments				
Y=C(1)+C(2)*X+C(3)*X(-1)+C(4)*Y(-1)+C(5)*Y(-2)+C(6)*Y(-3)				
Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	
0.7028	-0.382637	82453.54	-31549.82	C(1)
0.8685	0.166022	0.023713	0.003937	C(2)
0.9675	-0.040900	0.023946	-0.000979	C(3)
0.0000	8.991012	0.101461	0.912235	C(4)
0.8465	0.194087	0.136817	0.026554	C(5)
0.3444	0.950046	0.106952	0.101610	C(6)
4909324.	Mean dependent var		0.993347	R-squared
5072620.	S.D. dependent var		0.993011	Adjusted R-squared
28.80869	Akaike info criterion		424083.2	S.E. of regression
28.96035	Schwarz criterion		1.78E+13	Sum squared resid
28.87015	Hannan-Quinn criter.		-1506.456	Log likelihood
1.987073	Durbin-Watson stat		2956.152	F-statistic
			0.000000	Prob(F-statistic)

### الاستنتاجات :

- 1- بينت دراسة السلاسل الزمنية الخاصة بالمتغيرات (بالودائع والائتمان النقدي) مستقرة بالفرق الأول، أي أنها متكاملة من الدرجة (1)I عند مستوى معنوية 5%
- 2- دل اختبار سكون البواقي على أن البواقي متكاملة من الدرجة (0)I لمتغيرات الدراسة عند مستوى معنوية (5%) .

- 3- دل اختبار التكامل المشترك باختبار جوهانسن على وجود علاقة توازنية طويلة الأمد بين السلسلتين (الودائع والائتمان النقدي) الذي يؤدي إلى استقرار العلاقة الاقتصادية بينهم في الأمد الطويل والذي يعني ان هذه المتغيرات لا تبتعد بعضها عن بعض خلال تلك المدة.
- 4- دل اختبار انكل كرانكر واختبار (F) على وجود علاقة سببية ثنائية من الودائع إلى الائتمان النقدي وبالعكس ما يعني أن التغيرات في الائتمان النقدي يساعد في تفسير التغيرات في الودائع ,وعليه فإن من المتوقع أن الودائع تلعب دورا في منح الائتمان النقدي.

### التوصيات :

- 1- نوصي المؤسسات الاقتصادية ومن ضمنها البنك المركزي بتوفير قاعدة بيانات دقيقة ولمدة زمنية كافية , لكي تعين الباحثين على إجراء دراسات واقعية اكثر دقة وباستعمال الأساليب العلمية الحديثة كالحوكة الالكترونية , ليسهل على الباحثين تناولها بدون جهد الروتين المقعد .
- 2- نوصي بتوسعة الدراسة باستعمال أكبر عدد من المتغيرات المستقلة وكذلك التطبيق على عدة متغيرات تابعة .
- 3- تقليل الروتين في قضية الائتمان باستعمال الرقم الوطني أو البطاقات الذكية وتقليل الروتين في قضايا الإيداعات .
- 4- توصيل تقنيات البريد الالكتروني وربطها مع المواطن مباشرة حتى يستطع الإيداع على حسابه الخاص برقم سري خاص به كما في الدول الاخرى المتطورة لينيح للمواطن السحب والإيداع خارج المصارف وفي أوقات العطل الرسمية .

### المصادر : (References)

#### المصادر العربية :

- البديري ,حسن جميل , (2013): " البنوك مدخل محاسبي وإداري " ,مطبعة الوراق ,الأردن , الطبعة الأولى .
- حلمي ,إبراهيم منشد(2004 ) : " تحليل وقياس ظاهرة العجز المزدوج في مصر وتونس والمغرب للمدة (1975\_2000)",رسالة ماجستير في الاقتصاد، كلية الإدارة والاقتصاد جامعة البصرة .
- عبد القادر، محمد عبد القادر عطية (2000):"الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق" ،مطبعة الاسكندرية ، الطبعة الثانية.



العبدي ، عابد بن عابد ، 2006، اختبارات جذر الوحدة والتكامل المشترك ، منشور على الموقع .  
[www.drabid.net/paper2.pdf](http://www.drabid.net/paper2.pdf)  
العبدي ، عابد بن عبد (2007) " محددات الطلب على واردات المملكة العربية السعودية في إطار التكامل المشترك وتصحيح الخطأ " بحث اقتصادي ، قسم الاقتصاد الإسلامي ، جامعة ام القرى .  
شخي، محمد(2012): طرق الاقتصاد القياسي وتطبيقاتها ، مطبعة جامعة الجزائر .  
الشمري ، ناظم محمد نوري ، (2007) : " النقود والمصارف والنظرية النقدية " ، مطبعة دار زهران ، عمان ، الطبعة الأولى .

#### المصادر الأجنبية :

8. . Dickey, D . and Fuller, W. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root, *Journal of American Statistical Association*, Vol,74,1979,427-431.
9. Dickey D. and Fuller W.(1981) 'The likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series With a unit Root', *Econometric* ,n49: pp .1057-1072.
10. Engle; C. W. J. Granger," Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, Vol. 55, 1987, pp. 251-276.
11. Gabriel Pons and Andreu Sansó," Estimation of Co integrating Vectors with Time Series Measured at Different Periodicity", *Econometric*,2005, Vol. 21, pp. 735-756.
12. G.S. Maddala & Kajal Lahiri(2009): *Econometrics* ,"Introduction To Econometrics " ,printed in Great Britain by Bell and Bian , Glasgow
13. Jones, J.D and Joulfaian ,C. 1991 "Fedral Government Expenditure and Revenues in Early Years of American Republic: Evidence from 1729-1860 , , *Journal of Mac economic* 13(1):133-155.
14. Jones, Jonathan D (1989), 'A Comparison of Lag-Length Selection Techniques in Tests of Granger Causality between Money Growth and Inflation: Evidence for the U.S., 1959-86', *Journal of Applied Economics*, Volume 21, issue 12, 1989 pp. 809.
15. Jesu' s Gonzalo and Jean-Yves Pitarakis," Threshold Effects in Co integrating", *OXFORD BULLETIN OF ECONOMICS AND STATISTICS*, 2006,V:68, PP 0305-9049.
16. .Johansen , S. and Juselius , K. "Testing Structural hypothesis in a multivariate Co integration analysis of the pp p and UIP for UK" , *Journal of Econometrics* , Vol.53,1992, 211-244.
17. Johansen ,S. *Likelihood-Based Inference in Co integration Vector Auto – Regressive model* ,Oxford University Press,1996.

18. Johansen , S. and Juselius , K. *Maximum Likelihood estimation and Inference in Co integration with application to yje demand for money* , op.cit, pp171-176.

19. P. M. ROBINSON AND M. GEROLIMETTO," *Instrumental variables estimation of stationary and non-stationary Co integrating regressions*" , *Econometrics Journal*, 2006, v: 9, pp. 291–306.

20. Vogelvang ,B.(2005): *Econometrics , "Theory and Applications With E views"* ,printed and bound in Great Britain by Henry Ling Limited ,First published.