تأثير استقرارية السلسلة الزمنية في تقدير دالة الاستثمار في العراق

م.م. سهاد احمد عبد الله

الملخص

قبل الشروع في دراسة تقلبات اي ظاهرة اقتصادية لا بد من التأكد اولا من وجود اتجاه في السلسلة الزمنية , وحسب طبيعة نمو السلسلة يمكننا ان نميز بين سلاسل زمنية مستقرة وسلاسل زمنية غير مستقرة . ان السلسلة الزمنية المستقرة يمكن تعريفها بانها تلك السلسلة التي تتغير مستوياتها مع الزمن دون ان يتغير المتوسط فيها وذلك خلال مدة زمنية طويلة نسبيا , اي ان السلسلة لا يوجد فيها اتجاه لا نحو الزيادة ولا نحو النقصان . اما السلسلة الزمنية غير المستقرة فان مستوى المتوسط فيها يتغير باستمرار سواء نحو الزيادة او النقصان .

ان هناك افتراض جوهرى يقف وراء نظرية الانحدار التي تستخدم السلاسل الزمنية في التقدير ألا وهو ان هذه السلاسل الزمنية تتمتع بخاصية السكون Stationaryاو بلغة انجل – جرنجر Engle – Granger تعتبر سلاسل متكاملة Integrated من الرتبة صفر والتي يشار اليها بالرمز(0)I. فمن المعروف مثلا أن جداول t–statistic صممت أساسا للتعامل مع نتائج الانحدار الذي يستخدم سلاسل ساكنة. هذا ولقد ظل الافتراض السابق يعامل كبديهية حتى منتصف السبعينات، اذ كان الباحثون يقومون بإجراء الدراسات التطبيقية دون مراعاة خصائص السلاسل الزمنية المستخدمة قبل إجراء التقدير، وتم قبول نتائج هذه الاختبارات والتسليم بمعنوية المقدرات في أساس انطباق نظرية الاستدلال الإحصائي في هذه المقدرات.

ولكن قام العالمان السويديان Granger and Newbold 1974 بتوليد سلاسل زمنية عشوائية غير ساكنة Non Stationary (تحديدا سلاسل سير عشوائي) باستخدام أسلوب المحاكاة هذه السلاسل لا تعبر عن أي متغير معروف ومن ثم اعتبرت هذه السلاسل مستقلة. ثم قاما بإجراء عدد كبير من تقديرات الانحدار باستخدام هذه السلاسل في بعضها البعض.

وبعد التقدير تم حساب قيم إحصائية t وفي ظل افتراض أن المعلمة الحقيقية تساوى الصفر(أي أن المعلمة المقدرة من الانحدار يحب ان تكون غير معنوية لاستقلال وعشوائية المتغيرات المستخدمة في التقدير)، ولكن في الرغم من حقيقية أن السلاسل الزمنية كانت عشوائية ومستقلة فان الباحثين وجدا أن الفرض الصفري بان المعلمة الحقيقية تساوى الصفر تم رفضه بتكرار أو احتمال اكبر مما تتوقعه النظرية وتم قبول معنوية العلاقة من الناحية الإحصائية، أيضا لاحظ الباحثان أن بواقي التقديرات الناتجة عن الانحدار بها ارتباط ذاتي موجب كبير.

وبذلك توصل الباحثان إلى نتيجة هامة مفادها أن المقدرات والاختبارات الإحصائية التي تنتج عن انحدارات استخدمت سلاسل زمنية غير ساكنة تعتبر نتائج غير سليمة او انحدار مزيف spurious regressions ولا يمكن الاطمئنان الى نتائج الاستدلال الإحصائي في مقدراتها. وشكل هذا البحث نقطة بداية لبحوث جديدة في مجال اختبار سكون السلاسل، ألقت بشكوك حول نتائج كل الاختبارات القياسية السابقة التي استخدمت السلاسل الزمنية ولم تأخذ خصائص السلاسل الزمنية في الاعتبار قبل التقدير.[10]

ثم جاء كل من Engel and Granger 1987 ليقررا انه في حالة وحيدة او استثناء وحيد تكون نتائج التقدير غير مزيفة ويمكن تطبيق قواعد الاستدلال الإحصائي في حالة تقدير انحدار باستخدام سلسلتين غير

ساكنتين، وهو ان بواقي تقدير معادلة الانحدار تكون ساكنة، ونقول عندها ان السلسلتين لهما تكامل متساويCo- Integration .

لذلك قامت الباحثة باستخدام الاساليب القياسية في اختبار استقرارية السلسلة الزمنية للمتغيرات المستخدمة في تقدير دالة الاستثمار في العراق والمتضمنة منهجية ديكي – فولير الموسع لاختبار استقرارية السلاسل الزمنية .

ومن ثم اختبار مدى مطابقتها للتكامل المشترك وذلك وفق منهجيتي انجل- جرانجر وجوهانسون – جوسيليوس لغرض الوصول الى افضل نموذج لتلك الدالة والتي تعبر عن واقع الاستثمار في العراق للمدة (1982-2000) .

Abstract

Stabilizing effect of the time series to estimate the function of investment in Iraq

It is known, for example, that the t-statistic tables are designed primarily to deal with the results of the regression that uses static chains. This has been the former treats .assumption until the mid-seventies, where researchers are conducting studies applied without taking into account the characteristics of the time series used by an appreciation, was to accept the results of these tests and Bmanueh delivery capabilities based on the application of the theory of statistical inference on these estimators.

But the scientists Granger and Newbold 1974 generate random time series is static Stationary Non (specifically conduct random strings) using simulation method these chains do not express any unknown variable and then considered these independent chains. They then conducted a large number of regression estimates using these

strings on each other. After appreciation was calculated values statistical t Under the assumption that the parameter true zero (ie the parameter estimates of regression likes to be insignificant to the independence and random variables used in the estimate), but despite the real that the time series were random and independent, the researchers found that the zero hypothesis that the real parameter is equal to zero was rejected by repeating or greater likelihood than what theory predicts significant relationship was accepted from a statistical point of view, researchers also noted that the residuals resulting from regression estimates by a large self positive correlation.

The researchers thus reach to an important result and that serious estimators and statistical tests that result from time-series regressions used is still considered the results of improper or false decline spurious regressions can not be reassuring to the results of statistical inference on its resources. The form of this research a starting point for new research in the field of sleep test series, cast doubt on the results of all previous standard tests used the time series properties did not take into account the

time-series before appreciation. Then came all of Engel and Granger 1987 to decide that in the case of single or sole exception are results of the assessment is fake and can apply the rules of statistical inference in the case estimate slope using two strings is, which is that leftover estimate regression equation be static, and say then that the two strings of two integration Even Co-Integration.). And on this basis was used standard methods to test stability of the time series of the variables used to estimate the function of investment in Iraq and then test their conformity to the integration of the joint in order to reach the best model for this

function, which reflects the reality of investment in Iraq for the period (1982-2000)

1-1 المقدمة:-

يرى البعض أن الاستثمار يعني " التضحية بمنفعة حالية يمكن تحقيقها من إشباع استهلاكي حالي من اجل الحصول في منفعة مستقبلية يمكن الحصول عليها من استهلاك مستقبلي اكبر". والبعض الأخر يعرف الاستثمار بأنه "التخلي عن استخدام أموال حالية ولمدة زمنية معينة من اجل الحصول في مزيد من التدفقات النقدية في المستقبل تكون بمثابة تعويض عن الفرصة الضائعة للأموال المستثمرة، وكذلك تعويض عن الانخفاض المتوقع في القوة الشرائية للأموال المستثمرة بسبب التضخم مع إمكانية الحصول في عائد معقول مقابل تحمل عنصر المخاطرة [7]. وفي هذا الأساس يمكن القول أن الاستثمار يختلف عن الادخار الذي يعني " الامتناع عن جزء من الاستهلاك الحالي من اجل الحصول في مزيد من الاستهلاك في المستقبل "، ويختلف الادخار عن الاستثمار بأن الادخار لا يحتمل أي درجة من المخاطرة.

ومن جانب اخر فان الاستثمار يندرج ضمن قطاع المؤسسات اذ يمثل الاستثمار الاموال المخصصة لإنتاج الآلات والمعدات والمباني وما شابه ذلك والاموال المخصصة لزيادة المخزون. وهو بذلك حسب نظرية كيتر يتغير وفق معدل الفائدة , لان الطلب في الاموال المخصصة في الاستثمار تكون من البنوك والمصارف والتي تتعامل بمبدأ الفائدة من ثم فان هنالك علاقة عكسية من الناحية النظرية بين الاستثمار والفائدة فكلما انخفض سعر الفائدة شجع ذلك المستثمرين في الاستثمار . وقد اوضحت كلا من النظرية الكلاسيكية والنظرية الكينزية، ان الزيادة في الاستثمار، تؤدي الى زيادة في الناتج القومي والعكس صحيح اي ان الزيادة في الناتج القومي تؤدي الى زيادة في الاستثمار وهذا النوع من العلاقات يسمى علاقة سببية باتجاهين . فقد اكد الكلاسيك في ضرورة وجود تراكم رأس المال، ولاسيما في القطاع الصناعي إذ يتحدد نمو الناتج القومي تبعاً لمعدل تكوين رأس المال في ذلك القطاع. كما بينوا ان الطلب الاستثماري يمثل عملية تلقائية، فالطلب في النقود يكون لأغراض الاقتراض وتحويلها الى انفاق استثماري، وبتلاقي الاستثمار والادخار يتحدد سعر الفائدة، فاذا حدث ان تحقق التوازن عند مستوى ناتج قومي لا يضمن التشغيل الكامل، فسوف تنخفض الاجور، ثم يعقبها انخفاض في الاسعار، ثم انخفاض في سعر الفائدة، ومن ثم زيادة في الاستثمار، الامر الذي يزيد الناتج القومي الى المستوى الكافي لتحقيق التشغيل الكامل.

ترى النظرية الكينزية، وبقدر تعلق الامر بعلاقة الاستثمار بالدخل، ان الناتج القومي يعتمد في حجم الاستثمار وامتداداته، مؤكدة بذلك في ان الاستثمار هو المحدد لنمو الدخل القومي بالآجل القصير، ومحرك لزيادة الانتاجية ومعدل النمو في الاقتصاد بالآجل الطويل، وان هذا الاستثمار يتحدد بكل من سعر الفائدة والكفاية الحدية لرأس المال.

تماشياً مع ذلك، يتبين ان الفكر الماركسي قد اعطى اهمية للاستثمار في التنمية الاقتصادية، إذ اكد في ان الزيادة المستمرة في التراكم تؤدي الى زيادة في الطاقة الانتاجية، وفي الرغم من ان هذه الزيادة لا يصاحبها زيادة مقابلة في القوة الشرائية.

من جانب آخر، يلاحظ ان المدرسة الكلاسيكية الحديثة، قد ذهبت ابعد من ذلك، إذ اكدت في اهمية الاستثمار يكمن في النمو الاقتصادي، ولاسيما الاستثمار في رأس المال البشري Human Capital، الا انها عدت الاستثمار في رأس المال المادي شرطاً ضرورياً للنمو الاقتصادي

بناءاً في ما سبق، يمكن القول، ان هناك علاقة مباشرة طردية بين حجم الاستثمار والناتج القومي، أي ان زيادة الاستثمار ، تؤدي الى زيادة في الناتج القومي، كما ان زيادة الناتج القومي، تؤدي الى زيادة في الاستثمار، واستناداً الى ما طرحته النظرية الكينزية، فان الاستثمار المحفز Induced Investment يعد دالة متزايدة بمستويات الدخل ويتولد نتيجة لفعل مبدأ المعجل Acceleration Principle. فعند زيادة الدخل يزداد الطلب الاستهلاكي، الذي يكون محفزاً لزيادة الاستثمار. إذ ان الاستثمار الصافي الذي يحدده المعجل سيكون موجباً عند زيادة الدخل ومساوياً للصفر بثبات الدخل وسالباً عند انخفاضه.[6]

1-2 هدف البحث:

يهدف البحث الى تطبيق الاساليب القياسية الحديثة في اختبار جذر الوحدة للمتغيرات المستخدمة في تقدير دالة الاستثمار في العراق , وذلك لغرض الكشف عن وجود او عدم وجود مشكلة عدم استقرارية السلسلة الزمنية . اضافة الى ذلك اختبار فيما اذا كانت تلك المتغيرات تتمتع بخاصية التكامل المشترك .

1-3 فرضيات البحث

يتضمن البحث اختبار فرضيات العدم التالية :

H_{01}: ان السلاسل الزمنية للمتغيرات المستخدمة في البحث تمتلك جذر وحدة

H_{02}: ان السلاسل الزمنية للمتغيرات المستخدمة لا تتصفان بخاصية التكامل المشترك.

1-4 اطار البحث:

تم تطبيق هذا البحث لبعض المؤشرات الخاصة بالاقتصاد العراقي للمدة (1981-2000) والتي تم الحصول عليها من وزارة التخطيط، الجهاز المركزي للإحصاء، مديرية الحسابات القومية. البنك المركزي العراقي، المديرية العامة للإحصاء والأبحاث

1-5 التعريف بالمتغيرات الاقتصادية المستخدمة في البحث:-

تضمن البحث استخدام المتغيرات الاقتصادية التالية :-

- الاستثمار : - Investment

يمثل الاستثمار الاموال المخصصة لإنتاج الآلات والمعدات والمباني وما شابه ذلك , اضافة الى الاموال المخصصة لزيادة المخزون . .[7]

- سعر الفائدة

ويسمى ايضا بسعر اعادة الخصم او سعر البنك المركزي والذي يحتسب بموجبه البنك المركزي القيمة الحالية للورقة التجارية التي تستحق الاداء في موعد لاحق). ويؤثر سعر اعادة الخصم في حجم الائتمان المصرفي من ثم في عرض النقد .[6]

جدول (1)

اجمالي تكوين راس المال الثابت والرقم القياسي لأسعار المستهلك داخل الاقتصاد العراقي للمدة 1981 – 2000 وبالأسعار الثابتة لعام 1988 .

مليون دينار

السنوات	اجمالي تكوين راس المال الثابت	سعر الفائدة
1981	9714.70	5.75
1982	10294.10	6.13
1983	8107.17	6.13
1984	6066.06	6.13
1985	5424.83	6.13
1986	3269.36	6.13
1987	3953.52	6.13
1988	4396.60	6.13
1989	5840.53	6.13
1990	4700.03	6.13
1991	597.64	6.13
1992	568.45	6.13
1993	728.42	6.50
1994	448.12	6.50
1995	309.66	7.25
1996	139.83	7.25
1997	235.86	7.25
1998	326.10	7.25
1999	464.02	7.35
2000	897.55	7.35

الجانب النظري

2-1 مفهوم استقرارية السلسلة الزمنية:-

يطلق في أي سلسلة زمنية بانها مستقرة اذا كان كل من توقعها وتباينها وتباييناته المشتركة ثابتة عبر الزمن . وقد يصعب احيانا تحديد طبيعة السلسلة الزمنية (مستقرة او غير مستقرة) سواء بالملاحظة البسيطة او حتى بالرسم البياني , لذلك نلجا الى استخدام مقاييس احصائية لاختبار استقراريتها , مثل تقسيم السلسلة الزمنية الى قسمين متساويين ثم حساب المتوسط الحسابي لكل قسم . فاذا كان المتوسطان الحسابيان متساويين او قريبين من بعضهما , نقول انه لا يوجد اتجاه في السلسلة الزمنية من ثم فهي مستقرة . . 8]]

2-2 اهمية السكون Stationary importance

إذا كانت الخصائص الإحصائية للعملية العشوائية التي ولدت السلسلة الزمنية المتاحة (المرصودة) غير ساكنة nonstationary فإننا سنواجه بالعديد من الصعوبات الهامة والخطيرة. من هذه الصعوبات كثرة المؤشرات (المعالم) الرئيسية مثل التوقعات والتباينات والتغايرات وصعوبة تفسير هذه المؤشرات وصعوبة - أو استحالة - تقدير هذه المؤشرات بأي مستوى دقة من البيانات المتاحة. كما يصعب في مثل هذه الحالات نمذجة البيانات بشكل مباشر بواسطة نموذج إحصائي بسيط يعكس الخصائص الحقيقية للعملية العشوائية. وفيما يلي عرض مبسط لأهمية الدور الذي يلعبه فرض السكون في

للتغلب في مثل هذه الصعوبات [5]

1. تخفيض عدد المعالم وسهولة تفسيرها

إذا افترض أن العملية $\{y_t\}$ غير ساكنة وأنه قد تم رصد مشاهدة واحدة عند كل نقطة زمنية -كما هو الحال في معظم السلاسل الفعلية - بحيث أصبح لدينا السلسلة الزمنية المشاهدة $y_1, y_2, \ldots, y_n$ حيث يرمز n إلى عدد المشاهدات المتاحة أو ما يعرف عادة بطول السلسلة وأحياناً بحجم العينة. فإن المؤشرات (المعالم) الرئيسية للعملية العشوائية النظرية هي

$$E(Y) = [E(Y_1) \;\; E(Y_2) \cdots E(Y_n)]' = [\mu_1 \;\; \mu_2 \cdots \mu_n]'$$

$$V(Y) = (\gamma(s,t)) = \begin{bmatrix} \gamma(1,1) & \gamma(1,2) \cdots & \gamma(1,n) \\ \gamma(2,1) & \gamma(2,2) \cdots & \gamma(2,n) \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ \gamma(n,1) & \gamma(n,2) \cdots & \gamma(n,n) \end{bmatrix}_{n \times n}$$

حيث يفسر المتوسط للعملية العشوائية عند الزمن t أي μ_t بأنه المتوسط لجميع القيم التي يمكن أن تولدها العملية العشوائية عند الزمن t، كما يفسر تباين العملية العشوائية عند الزمن t أي $\gamma(t,t)$ بأنه تباين هذه القيم، أما التغاير $\gamma(s,t)$ فيقيس درجة الاعتماد الخطي بين جميع القيم التي يمكن أن تولدها العملية عند الزمن s وتلك القيم التي يمكن أن تولدها عند الزمن t. ويلاحظ أن عدد التوقعات المختلفة هو n وعدد معالم مصفوفة التباين والتغاير المختلفة هو $n(n+1)/2$، ومن ثم فإن عدد المعالم الرئيسية التي يجب تقديرها للعملية غير الساكنة هو $n(n+3)/2$ وهو عدد كبير جداً خاصة إذا كان عدد المشاهدات كبيراً. أما في حالة السكون فإن عدد المعالم يكون (n+1) فقط هي $\mu, \gamma(0), \gamma(1),..., \gamma(n-1)$. والتوقع μ في حالة السكون يمثل المستوى العام للسلسلة أو العملية، كما أن التباين $\gamma(0)$ يقيس تشتت العملية حول المستوى العام μ. بالمثل يمكن تفسير التغاير الذاتي عند الفجوة الزمنية k أي $\gamma(k)$، فالتغاير الذاتي $\gamma(1)$ يعني في حالة السكون التغاير بين المتغيرات التي تبعد عن بعضها البعض فجوة زمنية Time lag مقدارها الوحدة، والتغاير الذاتي $\gamma(2)$ يعني التغاير بين المتغيرات التي تبعد عن بعضها البعض فجوة زمنية مقدارها وحدتان. وبالمثل يمكن تفسير باقي التغايرات الذاتية $\gamma(3), \gamma(4),..., \gamma(n-1)$. ومن ثم يمكن التعبير عن ذلك في شكل علاقة دالية بين الفجوات k = 1, 2, ..., (n-1) وقيم التغايرات الذاتية. وتعرض هذه الدالة عادة في شكل رياضي أو بياني أو جدولي كما هو الحال في عرض أي دالة متقطعة.

2. إمكانية التحليل الاستطلاعي

إذا كانت العملية ساكنة فإن دالة التوزيع الهامشية $F(y_t)$ تكون هي نفسها لكل الأزمنة المتاحة، ومن ثم يمكن القيام بتوصيف هذا التوزيع مبدئياً عن طريق أدوات التحليل الاستكشافي Exploratory data analysis – مثل المدرج التكراري والأغصان والأوراق ورسم النقاط والصندوق والشعيرات– بغرض معرفة شكل التوزيع من ناحية التماثل والالتواء واكتشاف القيم الشاذة وغيرها من الخصائص التي تفيد في تكوين صورة مبدئية عن دالة التوزيع الحدية Marginal distribution function [5]

3. إمكانية تقدير المعالم

ذكرنا أن عدد المعالم الرئيسية للعملية غير الساكنة يساوي n(n+3)/2 وتقدير هذا العدد باستخدام n فقط من المشاهدات بالطبع أمر مستحيل من الناحية الإحصائية إلا إذا وضعت بعض القيود على هذه المعالم. فعلى سبيل المثال من المستحيل تقدير المتوسط للعملية عند الزمن t أي μ_t بأي مستوي ثقة وذلك لأن عند الزمن t لدينا مشاهدة واحدة هي y_t . وعلي الرغم من أنه يمكن استخدام المشاهدة y_t كتقدير فطري للمعلمة μ_t فلا يمكن تقدير تباين العملية عند نفس النقطة الزمنية t. أما في حالة السكون فإن كل قيمة من قيم السلسلة المتاحة ينظر إليها كمشاهدة مسحوبة من نفس المجتمع الذي متوسطه μ وتباينه $\gamma(0)$ وبالتالي يمكن القيام باستدلالات إحصائية حول التوقع μ والتباين $\gamma(0)$ باستخدام الوسط الحسابي للسلسلة المتاحة وتباينها كالتالي

$$\bar{y} = \hat{\mu} = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n} y_t$$

$$s_y^2 = \hat{\gamma}(0) = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n}(y_t - \bar{y})^2$$

وبالمثل يمكن تقدير التغاير الذاتي $\gamma(k)$ كالتالي

$$\hat{\gamma}(k) = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n-k}(y_t - \bar{y})(y_{t+k} - \bar{y}) \quad , \quad k = 1, 2, \ldots, n-1$$

4. سهولة وجودة نمذجة البيانات

يتم التوصيف الكامل للطبيعة العشوائية للسلسلة الزمنية المشاهدة $y_1, y_2, \ldots, y_n$ بواسطة دالة الاحتمال التراكمي المشتركة $F(y_1, y_2, \ldots, y_n)$، ومن ثم يمكن التنبؤ بالمشاهدات المستقبلية $y_{n+1}, y_{n+2}, \ldots$ عن طريق دوال الاحتمال التراكمي الشرطية للمتغيرات $Y_{n+1}, Y_{n+2}, \ldots$ على الترتيب. فعلى سبيل المثال نستخدم دالة الاحتمال التراكمي الشرطية $F(y_{n+1} \mid y_1, y_2, \ldots, y_n)$ للتنبؤ بالمشاهدة المستقبلية

3-2 الاختبارات القياسية المستخدمة للكشف عن وجود جذر الوحدة في السلسلة الزمنية

ان اختبارات جذر الوحدة لا تعمل فقط في كشف مركبة الاتجاه العام , بل انها تساعد في تحديد الطريقة المناسبة لجعل السلسلة مستقرة . ومن اجل فهم هذه الاختبارات لا بد من التفريق بين نوعين من النماذج غير المستقرة :-[9]

- النموذج من نوع Trend stationary TS : هذه النماذج غير مستقرة وتبرز عدم استقرارية تحديدية Deterministic وتأخذ الشكل التالي :-

$$y_t=f(t)+e_t$$

اذ ان :

f(t): دالة كثيرة الحدود للزمن (خطية او غير خطية)

واكثر هذه النماذج انتشارا يأخذ شكل كثير الحدود من الدرجة الاولى , اذ يمكن كتابته كما يلي

$$Y_t=a_0+a_1t+e_t$$

ان النموذج اعلاه غير مستقر , وذلك لان متوسطه مرتبط بالزمن ولغرض جعله مستقرا نقوم بتقدير المعالم (a_0,a_1) بطريقة المربعات الصغرى الاعتيادية ومن ثم طرح المقدار a_0+a_1t من y_t .

- النموذج Difference stationary DS : هذه النماذج ايضا غير مستقرة وتبرز عدم استقرارية عشوائية Stochastic , وتأخذ الشكل التالي :

$$y_t=y_{(t-1)}+\beta+e_t$$

ويمكننا جعلها مستقرة وذلك باستعمال الفروقات وكما يلي :-

$$\nabla^d y_t = \beta + e_t$$

اذ ان :-

d: درجة الفروقات

وغالبا ما تستعمل الفروقات من الدرجة الاولى في هذه النماذج d=1 . وتأخذ هذه النماذج شكلين

1- اذا كانت $\beta=0$: يسمى النموذج DS بدون مشتقة ويكتب بالشكل التالي :-

$$y_t=y_{(t-1)}+e_t \text{----------(1)}$$

وبما ان e_t هو حد خطا عشوائي , لذلك فان النموذج (1) يسمى " نموذج السير العشوائي Random walk model" . ان معامل انحدار هذا النموذج يكون مساوي الى الواحد الصحيح واذا كان هذا هو الامر في الواقع , فان ذلك يؤدي الى وجود مشكلة جذر الوحدة والتي تعني عدم استقرار بيانات السلسلة اذ يوجد هنالك اتجاه زمني في البيانات . ولذلك اذا قمنا بتقدير الصيغة التالية :-

$$y_t=\rho y_{(t-1)}+e_t \text{----------(2)}$$

واتضح بان $\rho=1$ فان المتغير y_t يكون له جذر الوحدة ويعاني من مشكلة عدم الاستقرار .

2- اذا كانت $\beta\neq0$: يسمى النموذج DS بالمشتقة ويكتب بالشكل التالي :-

$$y_t=y_{(t-1)}+\beta+e_t \text{----------(3)}$$

ويوجد هنالك عدد من الاختبارات التي يمكن استخدامها للتأكد من وجود او عدم وجود جذر الوحدة , أي لتحديد مدى استقرار السلسلة الزمنية . ويلاحظ في هذا الصدد ان الفروض التي يتعين اختبارها تتمثل فيما يلي :-

$H_0: \rho=1$

$H_1: \rho<1$

وان السلسلة الزمنية لا تكون مستقرة او متجهة نحو الاستقرار الا اذا كان معدل التقلب القصير قصير الاجل فيها متناقصا بما يضمن تقاربها من وضع التوازن طويل الاجل , ولعل ما يضمن تحقق ذلك هو ان يكون $\rho < 1$. اما اذا كان $\rho > 1$ فان هذا يعبر عن تباعد السلسلة الزمنية عن وضع الاستقرار أي وضع توازن طويل الاجل .

ومن الاختبارات التي تستخدم في الكشف عن وجود جذر الوحدة في السلسلة الزمنية هي :-

2-3-1 منهجية ديكي فولير الموسع في اختبار استقرارية السلسلة الزمنية .ADF

يعتمد هذا الاختبار في ثلاثة عناصر للتأكد من مدى استقرارية السلاسل الزمنية او عدم استقراره وهي: صيغة النموذج المستخدم، وحجم العينة، ومستوى المعنوية، وهناك ثلاثة صيغ للنموذج التي يمكن استخدامه في حالة (ADF) :[10]

- الصيغة الأولى(I)

$$\Delta Y_t = \lambda Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{K} \rho \Delta Y_{t-j} + e_t \ldots\ldots\ldots\ldots (4)$$

اذ يلاحظ عدم احتواء هذه الصيغة في الحد الثابت والاتجاه الزمني وتتمثل الفروض في هذه الحالة:

فرضية العدم $H_0 : P = 1$

فرضية البديلة

$H_0 : P < 1$ ولكي تختفي مشكلة الارتباط الذاتي (Autocorrelation) معبراً عنها بإحصائية $D-W$ يجب إدراج عدد من الفروق ذات الفجوة الزمنية K في معادلة(4).

و يلاحظ هنا انه إذا كانت هذه المشكلة تختفي بعد إدراج ثلاثة حدود للفروق مثلاً، فان هذه الفروق تتمثل في:

$$\Delta Y_{t-1} = Y_{t-1} - Y_t$$
$$\Delta Y_{t-2} = Y_{t-2} - Y_{t-3}$$
$$\Delta Y_{t-3} = Y_{t-3} - Y_{t-4}$$

بعدها يتم تقدير صيغة تاو ديكي فوللر الموسع وفقاً للصيغة التالية:

$$\tau^*_{\lambda} = \frac{\hat{\lambda}}{S_{\hat{\lambda}}} \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (5)$$

ثم يتم الحصول في القيم الحرجة $ADE_{\lambda(I,n,e)}$ للنموذج I ، وحجم العينة N ، ومستوى المعنوية e .

- الصيغة الثانية(II)

هذه الصيغة تختلف عن سابقها بكونها تحتوي في حد ثابت

$$\Delta Y_t = a + \lambda Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} P_j \Delta Y_{t-j} + U_t \ldots\ldots(6)$$ إذ ان

اختيار الفروض في هذه الصيغة تكون كالآتي

$H_0 : P = 1$

وحتى يتم هذا الاختبار لابد من حساب تاو ديكي فوللر الموسع باستخدام الصيغة السابقة، و تاو للمعلمة الناقلة τ^*_λ **باستخدام الصيغة التالية:**

$$\tau^*_a = \frac{a^\wedge}{S_{a^\wedge}} \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots(7)$$

ثم يتعين البحث عن القيم الحرجة لكل من (y ، a **) وكما يلي:-**

القيمة الحرجة لـ(λ **) هي:** $ADF_{\lambda\,(e,n,II)}$

القيمة الحرجة لـ(a **) هي:** $ADF_{a\,(e,n,II)}$

بعدها نقوم بمقارنة القيمة المحسوبة بالقيم الجدولية

- الصيغة الثالثة (III)

تتضمن هذه الصيغة حداً ثابتاً واتجاهاً زمنياً اذ يمكن كتابتها كما يلي :-

$$\Delta Y_t = a + \beta t + \lambda Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} P_j \Delta Y_{t-j} + U_t \ldots..(8)$$

وان الفروض لهذه الصيغة كالآتي

H_0 : **فرضية العدم:**

$$P = 1$$
$$a = 1$$
$$B = 0$$

H_1 : **الفرضية البديلة:**

$$P < 1$$
$$a \neq 1$$
$$B \neq 0$$

ثم يتم حساب القيم المحسوبة لتاو للمعلمات المختلفة في نحو التالي:

$$\tau^*_\lambda = \frac{\lambda^\wedge}{S_{\lambda^\wedge}} \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots(9)$$

$$\tau^*_a = \frac{a^\wedge}{S_{a^\wedge}} \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots(10)$$

$$\tau^*_\beta = \frac{\beta^\wedge}{S\beta^\wedge} \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots(11)$$

وبعد ذلك تتم مقارنة القيمة المحسوبة بالقيم الجدولية .

وتتمثل خطوات اختبار ديكي – فولير الموسع في :-

- الخطوة الاولى

1- تقدير الصيغة الثالثة ثم اجراء اختبار الفرضية التالية :-

H_0: $\lambda = 0 \; or \; \rho = 1$

فاذا كانت $ADF_{\lambda(III,n,e)} < \tau_{\lambda}$ فان هذا يؤدي الى رفض فرضية العدم القائلة بوجود جذر الوحدة

وقبول الفرضية البديلة القائلة بان بيانات السلسلة الزمنية مستقرة او ساكنة . ثم نتوقف عن اجراء أي اختبارات اخرى .

وفي حالة كون $ADF_{\lambda(III,n,e)} > \tau_{\lambda}$, فان هذا يؤدي الى قبول فرضية العدم القائلة بوجود جذر

وحدة في السلسلة ثم نستمر للنقطة التالية .

2- نختبر الفرض $\beta=0$ وهي معلمة الاتجاه الزمني , فاذا كانت $ADF_{\beta(III,n,e)} > \tau_{\beta}$ نقبل فرضية

العدم ويؤكد هذا وجود جذر الوحدة ونستمر للخطوة الثانية في الاختبار مباشرة .

3- اذا كان $ADF_{\beta(III,n,e)} < \tau_{\beta}$ نرفض فرض العدم للاتجاه الزمني ونقبل الفرض البديل , وعندئذ

نعيد اختبار الفرضية التالية :-

H_0: $\lambda = 0 \; or \; \rho = 1$

وذلك باستخدام اختبار t في ظل التوزيع الطبيعي المعتدل ويكون القرار كما يلي :-

- اذا كان $t_{\lambda,n,e} < t^{*}_{\lambda}$ نرفض فرضية العدم ونقبل الفرضية البديلة القائلة بعدم وجود جذر وحدة في السلسلة الزمنية , وهو ما يعني ان السلسلة مستقرة ونتوقف عند هذا الحد .

- اذا كانت $t_{\lambda,n,e} > t^{*}_{\lambda}$ نقبل فرضية العدم ومن ثم يكون هنالك جذر وحدة للسلسلة ونستمر للخطوة التالية .

الخطوة الثانية :

1- تقدير الصيغة الثانية ثم اجراء اختبار الفرضية التالية:-

H_0: $\lambda = 0 \; or \; \rho = 1$

فاذا كانت $ADF_{\lambda(II,n,e)} < \tau_{\lambda}$ فان هذا يؤدي الى رفض فرضية العدم القائلة بوجود جذر الوحدة

وقبول الفرضية البديلة القائلة بان بيانات السلسلة الزمنية مستقرة او ساكنة . ثم نتوقف عن اجراء أي اختبارات اخرى .

وفي حالة كون $ADF_{\lambda(II,n,e)} > \tau_{\lambda}$, فان هذا يؤدي الى قبول فرضية العدم القائلة بوجود جذر

وحدة في السلسلة ثم نستمر للنقطة التالية .

2- نختبر فرضية العدم التالية :-

H_0:$\alpha=0$

فاذا كانت القيمة الجدولية اكبر من المحسوبة أي ان :-

$$ADF_{\alpha(II,n,e)} > \tau^*_\alpha$$

نقبل فرضية العدم ونستمر مباشرة الى الخطوة الثالثة مع اسقاط ما بقي من نقاط في الخطوة الثانية .

3- اذا كان $\mathrm{ADF}_{\alpha(II,n,e)} < \tau_\alpha$ نرفض فرض العدم ونقبل الفرض البديل , وعندئذ نعيد اختبار الفرضية التالية :-

H_0: $\lambda = 0 \; or \; \rho = 1$

وذلك باستخدام اختبار t في ظل التوزيع الطبيعي المعتدل ويكون القرار كما يلي :-

- اذا كان $t_{\lambda,n,e} < t^*_\lambda$ نرفض فرضية العدم ونقبل الفرضية البديلة القائلة بعدم وجود جذر وحدة في السلسلة الزمنية , وهو ما يعني ان السلسلة مستقرة ونتوقف عند هذا الحد .

- اذا كانت $t_{\lambda,n,e} > t^*_\lambda$ نقبل فرضية العدم ومن ثم يكون هنالك جذر وحدة للسلسلة ونستمر للخطوة التالية .

الخطوة الثالثة :

نقوم بتقدير الصيغة الاولى للنموذج ومن ثم نختبر فرضية العدم التالية :-

H_0: $\lambda = 0 \; or \; \rho = 1$

فاذا كانت $\mathrm{ADF}_{\lambda(I,n,e)} > \tau_\lambda$ نقبل فرضية العدم أي ان السلسلة غير مستقرة

2-3-2 اختبار دالة الارتباط الذاتي

تتمثل دالة الارتباط الذاتي عند الفجوة الزمنية k بالصيغة التالية :-[11]

$$P_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} = \frac{\sum (y_t - \bar{y})(y_{t+k} - \bar{y})}{n-k} \quad \text{----------} \quad -(12)$$

وتتراوح قيمة معامل الارتباط الذاتي بين 1,1- . ويتطلب استقرار السلسلة هنا ان يكون القيمة التقديرية لمعامل الارتباط الذاتي مساوي الى الصفر او لا يختلف جوهريا عنه لأي فجوة زمنية .وفي حالة تمتع بيانات السلسلة بالاستقرار , فان معاملات الارتباط الذاتي للعينة غالبا ما يكون لها توزيع طبيعي وسطه الحسابي يكون مساوي الى الصفر وتباين مقداره (1/n) . ومن ثم فان حدود الثقة لعينة كبيرة الحجم تكون :-

$$\pm 1.96\sqrt{1/n}$$

واذا كانت القيمة التقديرية لمعامل الارتباط الذاتي يقع داخل هذه الحدود , فإننا نقبل فرض العدم القائل بان هذا المعامل يكون مساوي الى الصفر من ثم فان السلسلة الزمنية تعتبر مستقرة .

ومن جانب اخر , يمكن اجراء اختبار للكشف عن معنوية معامل الارتباط الذاتي كمجموعة وذلك باستخدام احصاءة الاختبار Box,Pierce والتي تأخذ الصيغة التالية :-

$$Q = n \sum_{k=1}^{m} \hat{P}^2_k$$

اذ ان :

m: يمثل عدد الفجوات الزمنية

وبالنسبة للعينات الكبيرة فان احصاءة Q لها توزيع مربع كاي بدرجة حرية مساوية الى m , فاذا كانت قيمة Q المحسوبة اكبر من القيمة الجدولية فإننا نرفض فرض العدم القائل بان كل معاملات الارتباط الذاتي مساوية الى الصفر وتكون السلسلة غير مستقرة . وتوجد هنالك احصاءة اخرى بديلة تستخدم في اجراء نفس الاختبار السابق وتسمى احصاءة Ljung-Box وتأخذ الصيغة التالية :-

$$LB=n(n+2)\sum_{k=1}^{m}\frac{\hat{P}^2_k}{n-k}$$

4-2 التكامل المشترك

ظهرت تقنية التكامل المشترك في اواسط الثمانينات في يد انجل – جرانجر (1983) وارتكز تطورها قبل كل شيء في صحة فرضية استقرارية السلاسل الزمنية [1] . ترتكز هذه التقنية في السلاسل الزمنية غير المستقرة في حين تكون التركيبات الخطية فيما بينها مستقرة .

فاذا كانت هنالك سلسلتان غير مستقرتين فليس من الضروري ان يترتب في استخدامهما في تقدير علاقة ما الحصول في انحدار زائف وذلك اذا كانا يتمتعان بخاصية التكامل المشترك . فاذا كان لدينا متغير يكون مستقر في صورته الاصلية أي قبل اجراء أي تعديلات عليه , يقال انه متكامل من الرتبة صفر ويكتب كما يلي :-

$$Y_t \sim I(0)$$

واذا كان هذا المتغير غير مستقر في صورته الاصلية واصبح مستقرا بعد الحصول في الفروق الاولى أي ان :-

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$$

يقال في هذا المتغير بانه متكامل من الرتبة الاولى ويكتب كما يلي :-

$$Y_t \sim I(1)$$

وبشكل عام اذا اصبحت السلسلة الزمنية الخاصة بمتغير ما مستقرة بعد الحصول في عدد من الفروق يساوي d , يقال ان هذه السلسلة متكاملة من الرتبة d وتكتب كما يلي :-

$$Y_t \sim I(d)$$

اذ يوجد هناك بعض الخصائص المتعلقة بتكامل السلسلة الزمنية منها :-

- اذا كان هنالك متغيران ورتبة كل منهما كما يلي :-

$$X_t \sim I(0)$$
$$Y_t \sim I(1)$$

فان السلسلة التي تشير الى مجموعهما تكون متكاملة من الرتبة الاولى .

- لا يؤثر اضافة حد ثابت او ضربه في سلسلة زمنية في رتبة تكاملها .

- يترتب في طرح سلسلتين متكاملتين من رتبة واحدة الحصول في سلسلة جديدة متكاملة من نفس الرتبة .

– اذا قمنا بتقدير علاقة بين متغيرين وكان كل منهما متكامل من الرتبة الاولى فإننا نحصل في بواقي متكاملة من الرتبة الاولى , وهذا يعني ان المتغيرين لا يتصفان بخاصية التكامل المشترك . أي بمعنى اخر انه حتى اذا كانت هنالك سلسلتين متكاملتين من نفس الرتبة كل في حدة , فليس هناك ما يضمن ان يتصفان بخاصية التكامل المشترك .

وفي حالة وجود سلسلتين من نفس درجة التكامل أي I(d) فإن التركيبة (التوليفة) الخطّية بين السلسلتين تكون متكاملة من الدرجة $CI(d,b)$, وهذا يعنى أن التوليفة المتحصل عليها من انحدار أحدى السلسلتين في الأخرى تكون متكاملة من الدرجة I(d).

فإذا وجد متجه β باذ أن عنصر الخطأ في الانحدار $\varepsilon_t = y_t - \beta x_t$ له درجة تكامل مساوية الى I(d–b), باذ تكون $\hat{\beta}$ أكبر من الصفر, فقد عّرف كل من أنجل و جرينجر (1987) ان السلسلتين لكي يكون لهما تكامل مشترك من الدرجة $CI(d,b)$ يجب أن تكون البواقي من الانحدار متكاملة من الدرجة (d–b). فمثلا إذا كانت السلسلتان Y_t و X_t متكاملتان من الدرجة الأولى $I(1)$ وعنصر الخطأ متكامل من الدرجة صفر فإن السلسلتين لهما تكامل مشترك من الدرجة $CI(1,1)$. اذ ان البواقي في هذه الحالة تقيس انحراف العلاقة المقدرة في الاجل القصير عن اتجاهها التوازني في الاجل الطويل .

وفي هذا الاساس يمكن تعريف التكامل المشترك بانه تصاحب بين سلسلتين زمنيتين او اكثر باذ تؤدي التقلبات في احداهما لإلغاء التقلبات في الاخرى بطريقة تجعل النسبة بين قيمتيهما ثابتة عبر الزمن , ولعل هذا يعني ان بيانات السلاسل الزمنية قد تكون غير مستقرة اذا ما اخذت كل في حدة ولكنها تكون مستقرة كمجموعة .

ومما سبق نجد ان التكامل المشترك هو التعبير الاحصائي لعلاقة التوازن طويلة الاجل

2–5 اختبارات التكامل المشترك

يوجد هنالك العديد من اختبارات التكامل المشترك نذكر منها ما يلي :–

2–5–1 اختبار انجل– جرانجر

لاختبار فرض العدم أن كل من Y_t و X_t ليس لهما تكامل مشترك في إطار نموذج إنجل و جرينجير (EG) نختبر مباشرة الفرض القائل بأن عنصر الخطأ متكامل من الدرجة الأولى. اذ تتضمن خطوات اجراء التكامل المشترك ما يلي :–[2]

– نقوم بتقدير احدى الصيغ الاصلية التالية للتكامل المشترك

$$Y_t = a + b X_t + u_t \quad \text{----------} \quad (13)$$

$$Y_t = a + b_1 T + b_2 X_t + u_t \quad \text{----------} \quad (14)$$

ويلاحظ ان النموذج (13) يحتوي في حد ثابت دون اتجاه زمني , في حين ان النموذج (14) يحتوى في حد ثابت واتجاه زمني .

- بعد اجراء عملية التقدير , يتم الحصول في البواقي وذلك وفقا للصيغة المستخدمة وكما يلي :-

$$u_t = Y_t - a - b X_t$$

$$u_t = Y_t - a - b_1 T + b_2 X_t$$

- نقوم باختبار مدى سكون سلسلة البواقي بتقدير احدى الصيغ التالية :-

$$\Delta u_t = \lambda u_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta u_t = \lambda u_{t-1} + \sum \rho_{t-j} \Delta u_{t-j} + \varepsilon_t$$

ونحدد قيمة τ المحسوبة ونقارنها بالقيمة الجدولية من جداول اعدها خصيصا كل من انجل – جرانجر لذلك , فاذا كانت القيمة المحسوبة اكبر من القيمة الجدولية نرفض فرضية العدم من ثم تكون سلسلة البواقي تكون سلسلة البواقي مستقرة وبيانات السلسلتين تتصف بخاصية التكامل المشترك .

2-5-2 اختبار الانحدار المتكامل لديربن – واتسون

لإجراء هذا الاختبار نتبع الخطوات التالية :-[3]

- نقوم بحساب احصائية ديربن –واتسون d الناتجة من انحدار المتغيرين الاصليين
- نبحث في جداول اعدها Sargan,Bhargava عن القيمة الجدولية
- نختبر فرضية العدم القائلة :-

H_0: d=0

فاذا كانت القيمة المحسوبة اكبر من القيمة الجدولية , نرفض فرضية العدم من ثم يوجد هنالك تكامل مشترك بين السلسلتين ولا يكون الانحدار المقدر زائفا .

2-5-3 طريقة جوهانسون للتكامل المشترك

يعد اختبار انجل – جرانجر للتكامل المشترك كافيا لوكان الاهتمام منصب في فحص حد تصحيح الخطأ , اما اذا كان الاهتمام بهيكل النموذج بشكل كامل فمن المفيد جدا استخدام تحليل التكامل المشترك متعدد المتغيرات لجوهانسون لتحقيق هذا الهدف .[2]

ويفضل اسلوب الإمكانية العظمى (اختبار جوهانسن) Maximum likelihood procedure المقترح من قبل جوهانسن (Johansen, 1988.1991) و جوهانسن وجوسيلس (Johansen and Juselius 1990) عندما يزيد عدد المتغيرات محل الدراسة عن متغيرين لإحتمال وجود أكثر من متجه للتكامل المشترك. ولا تقتصر ميزة اختبار جوهانسن على حالة المتغيرات المتعددة، بل أثبتت كونزالو (Gonzalo 1990) من خلال تجارب بواسطة طريقة مونت كارلو Monte Carlo تفضيل منهج جوهانسن على أسلوب انجل وغرانجر ذي الخطوتين حتى في حالة نموذج بمتغيرين.

ولتحديد عدد متجهات التكامل المشترك، اقترح (Johansen ,1988,1991) ، و (Juselius and Johansen 1990) ، إجراء اختبارين. الأول اختبار الأثر (Trace) لاختبار فرضية أن هناك على الأكثر q من متجهات التكامل المشترك مقابل النموذج العام غير المقيد r=q ، وتحسب إحصائية نسبة الإمكانية لهذا الاختبار من العلاقة التالية:

ولتحديد عدد متجهات التكامل المشترك، اقتـ رح (Johansen ,1988,1991) ، و (Juselius and Johansen 1990) ، إجراء اختبارين. الأول اختبار الأثر (Trace) لاختبار فرضية أن هناك عـ ى الأكثر q من متجهات التكامل المشترك مقابل النموذج العام غير المقيد r=q ، وتحسـ ب إحصـ ائية نسبة الإمكانية لهذا الاختبار من العلاقة التالية:

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^{p} \ln(1-\hat{\lambda}_i)$$

حيث $\lambda_{r+1},\ldots\ldots,\lambda_p$ هي أصغر قيم المتجهات الذاتية p-r. وتنص فرضية العدم على وجـ ود عدد من متجهات التكامل المشترك يساوي على الأكثر r . أي أن عدد هذه المتجهات يقل أو يساوي r حيث r=0,1,2,3 في حالة دالة الطلب على النقود التي يجري تحليلها. والثاني هو اختبار القيمة الذاتيـ ة القصوى (λ_{max}) الذي تحسب إحصائيته وفق العلاقة التالية:

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1-\hat{\lambda}_{r+1})$$

ويجري اختبار فرضية العدم التي تنص على وجود r من متجهات التكامل المشـ ترك مقابـ ل الفرضية البديلة التي تنص على وجود r+1 من متجهات التكامل المشترك.

6-2 نموذج تصحيح الخطأ Error correction model ECM

اذا كانت المتغيرات التي تتكون منها ظاهرة ما تتصف بخاصية التكامل المشترك , فان النموذج الاكثر ملائمة لتقدير العلاقة بينها يصبح هو نموذج تصحيح الخطأ . ويستخدم هذا النموذج عادة للتوفيق بين السلوك قصير الاجل والسلوك طويل الاجل للعلاقات الاقتصادية , فالمتغيرات الاقتصادية يفترض انها تتجه في الاجل الطويل نحو حالة من الاستقرار يطلق عليها في الاقتصاد وضع التوازن وهي في طريقها لهذا الوضع قد تنحرف عن المسار المتجه اليه لأسباب مؤقتة , ولكن لا يطلق عليها صفة الاستقرار الا اذا ثبت انها متجهة لوضع التوازن طويل الاجل . [10]

ويلاحظ عموما انه حتى اذا كانت السلاسل الزمنية غير مستقرة كل في حدة , ولكنها تتصف بخاصية التكامل المشترك كمجموعة يصبح النموذج الملائم لتقدير العلاقة بينها هو نموذج تصحيح الخطأ ولا يترتب قياس العلاقة بينها في هذه الحالة الحصول في انحدار زائف .

ان صيغة نموذج تصحيح الخطأ تأخذ في الاعتبار كل من العلاقة طويلة الاجل والعلاقة قصيرة الاجل , اما عن كونها تأخذ في الاعتبار العلاقة طويلة الاجل فهذا يتم باحتوائها في متغيرات ذات فجوة زمنية . وبالنسبة للعلاقة قصيرة الاجل فهذا يتم بإدراج فروق السلاسل الزمنية فيها والتي تعبر عن التغير بين القيم من يوم لآخر او من اسبوع لأخر او حتى من سنة لأخرى .

فاذا كان لدينا متغيرين وقدرنا العلاقة بينهما باستخدام الصيغة البسيطة التالية :-

$$y=\alpha_0+\alpha_1 x_t+e_t$$

عندئذ يمكن الحصول في متغير جديد يسمى حد تصحيح الخطأ , وهو يكون متمثلا بالبواقي :

$e_t=y_t-\alpha_0-\alpha_1 x_t$

وباستخدام هذا الحد يمكن صياغة نموذج تصحيح الخطأ في النحو التالي :-

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \sum_{j}^{k} \beta_j \Delta X_{t-j} + \theta(Y_t - \hat{\alpha}_0 - \hat{\alpha}_1 X_t)_{t-j} + Z_t$$

اذ ان :-

θ : يمثل معامل سرعة التعديل وهو يشير الى مقدار التغير في المتغير التابع نتيجة لانحراف قيمة المتغير المستقل في الاجل القصير عن قيمته التوازنية في الاجل الطويل بمقدار وحدة واحدة

الجانب التطبيقي : عرض وتحليل ومناقشة النتائج

تم استخدام اختبار ديكي – فولير المطور وذلك بواسطة برنامج القياس الاقتصادي العالمي EVIEWS 7.2 لغرض معرفة مدى استقرارية السلاسل الزمنية لكل من المتغيرين (اجمالي تكوين راس المال الثابت ,سعر الفائدة) وذلك لغرض تجنب الوقوع في مشكلة الانحدار الزائف , وقد تم الحصول في النتائج التالية :-

3-1 اختبار ديكي – فولير الموسع بالنسبة للسلسلة الزمنية الخاصة بإجمالي تكوين راس المال الثابت

من اجل تطبيق اختبار ديكي – فولير الموسع , تم المرور بالنقاط التالية :-

- تقدير الصيغة الثالثة للنموذج (وجود قاطع واتجاه عام)

تتضمن هذه الخطوة تقدير النموذج الثالث والمتضمن وجود قاطع مع الاتجاه العام والذي يمكن كتابته كما يلي :-

$$\Delta Y_t = a + \beta t \quad + \lambda Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} P_j \Delta Y_{t-j} + U_t$$

j=1,.....,19

اذ ان :-

Y_{t-1} : الاستثمار متباطئ لمدة زمنية واحدة

a : الحد الثابت (القاطع)

t : الاتجاه الزمني

k : عدد الفجوات الزمنية

اذ كانت النتائج كما يلي :-

جدول (2)

اختبار ديكي – فولير الموسع لاستقرارية اجمالي تكوين راس المال الثابت

(قاطع , اتجاه عام)

Prob.*	t-Statistic			
0.8708	-1.243302	قيمة اختبار ديكي – فولير الموسع		
	-4.532598		1% level	القيم الحرجة لاختبار ديكي فولير الموسع
	-3.673616		5% level	
	-3.277364		10% level	
Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.2317	-1.243302	0.244567	-0.304071	الاستثمار متباطئ لمدة زمنية واحدة
0.2926	1.088331	2.404475	2.616865	الحد الثابت
0.4429	-0.786790	0.063521	-0.049978	الاتجاه الزمني
-0.125354	Mean dependent var		0.128691	R-squared
0.603232	S.D. dependent var		0.019777	Adjusted R-squared
1.950934	Akaike info criterion		0.597237	S.E. of regression
2.100056	Schwarz criterion		5.707075	Sum squared resid
1.976172	Hannan-Quinn criter.		-15.53388	Log likelihood
1.494850	Durbin-Watson stat		1.181586	F-statistic
			0.332184	Prob(F-statistic)

- اختبار معنوية الفرق الاول لسلسلة اجمالي تكوين راس المال الثابت .

يلاحظ من الجدول (2) , بان القيمة المحسوبة لاختبار ديكي فولير الموسع بالنسبة لتقدير معلمة الفرق الاول للسلسلة الزمنية قد بلغت (1.243302-) وهي اقل من القيمة الجدولية من الناحية المطلقة , وذلك لكون القيمة الاحتمالية للاختبار والبالغة (0.8708) اكبر من مستوى المعنوية (5%) . لذلك فان هذا يعتبر مؤشر اولي في عدم استقرارية سلسلة اجمالي تكوين راس المال الثابت .

- اختبار معنوية الاتجاه الزمني .

بلغت القيمة التقديرية لمعلمة الاتجاه الزمني (0.049978-) وهي قيمة غير معنوية وذلك لكون القيمة المحسوبة للاختبار والبالغة (0.786790-) اقل من القيمة الجدولية (2.58) تحت مستوى معنوية (5%). وبعد ثبوت عدم معنوية كل من الفرق الاول للسلسلة الزمنية والاتجاه الزمني , تم الانتقال الى الخطوة الثانية والمتضمنة ما يلي :-

- تقدير النموذج الثاني (وجود قاطع)

تتضمن هذه الخطوة تقدير النموذج الثاني والذي يمكن كتابته كما يلي :-

$$\Delta Y_t = a + \lambda Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} P_j \Delta Y_{t-j} + U_t$$

وذلك لغرض معرفة معنوية كل من الفرق الاول للسلسلة الزمنية والقاطع , اذ كانت النتائج كما يلي :-

جدول (3)

اختبار ديكي – فولير الموسع لاستقرارية اجمالي تكوين راس المال الثابت

(قاطع)

Prob.*	t-Statistic			
0.5907	-1.335707	قيمة اختبار ديكي – فولير الموسع		
	-3.831511		1% level	القيم الحرجة لاختبار ديكي فولير الموسع
	-3.029970		5% level	
	-2.655194		10% level	
Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.1993	-1.335707	0.095229	-0.127197	الاستثمار متباطئ لمدة زمنية واحدة
0.2716	1.136265	0.715231	0.812692	الحد الثابت
-0.125354	Mean dependent var		0.094980	R-squared
0.603232	S.D. dependent var		0.041743	Adjusted R-squared
1.883631	Akaike info criterion		0.590507	S.E. of regression
1.983046	Schwarz criterion		5.927882	Sum squared resid
1.900456	Hannan-Quinn criter.		-15.89450	Log likelihood
1.675792	Durbin-Watson stat		1.784114	F-statistic
			0.199253	Prob(F-statistic)

– اختبار معنوية الفرق الاول لسلسلة اجمالي تكوين راس المال الثابت .

يلاحظ من الجدول (3) , بان القيمة المحسوبة لاختبار ديكي فولير الموسع بالنسبة لتقدير معلمة الفرق الاول للسلسلة الزمنية قد بلغت (1.335707-) وهي اقل من القيمة الجدولية من الناحية المطلقة , وذلك لكون القيمة الاحتمالية للاختبار والبالغة (0.5907) اكبر من مستوى المعنوية (5%) . لذلك فان هذا يعتبر مؤشر اولي في عدم استقرارية سلسلة اجمالي تكوين راس المال الثابت .

– اختبار معنوية القاطع .

بلغت القيمة التقديرية لمعلمة القاطع (0.812692) وهي قيمة غير معنوية وذلك لكون القيمة المحسوبة للاختبار والبالغة (1.136265) اقل من القيمة الجدولية (2.61) تحت مستوى معنوية (5%).

وبعد ثبوت عدم معنوية كل من الفرق الاول للسلسلة الزمنية والاتجاه الزمني , تم الانتقال الى الخطوة التالية والتي لا تتضمن وجود قاطع واتجاه عام وقد كانت النتائج كما يلي :-

جدول (4)اختبار ديكي – فولير الموسع لاستقرارية اجمالي تكوين راس المال الثابت

(عدم وجود قاطع واتجاه عام)

Prob.*	t-Statistic			
0.2179	-1.152281	قيمة اختبار ديكي – فولير الموسع		
	-2.692358		1% level	القيم الحرجة لاختبار ديكي فولير الموسع
	-1.960171		5% level	
	-1.607051		10% level	
Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.2643	-1.152281	0.018182	-0.020951	الاستثمار متباطئ لمدة زمنية واحدة
-0.125354	Mean dependent var		0.026246	R-squared
0.603232	S.D. dependent var		0.026246	Adjusted R-squared
1.851569	Akaike info criterion		0.595263	S.E. of regression
1.901277	Schwarz criterion		6.378086	Sum squared resid

1.859982	Hannan-Quinn criter.		-16.58991	Log likelihood
			1.721048	Durbin-Watson stat

- اختبار معنوية الفرق الاول لسلسلة اجمالي تكوين راس المال الثابت .

يلاحظ من الجدول (4) , بان القيمة المحسوبة لاختبار ديكي فولير الموسع بالنسبة لتقدير معلمة الفرق الاول للسلسلة الزمنية قد بلغت (1.152281-) وهي اقل من القيمة الجدولية من الناحية المطلقة , وذلك لكون القيمة الاحتمالية للاختبار والبالغة (0.2179) اكبر من مستوى المعنوية (5%) . لذلك فان سلسلة اجمالي تكوين راس المال الثابت تكون غير مستقرة , وفي هذا الاساس تم استخدام الفروق الاولى لهذه السلسلة كمحاولة للتخلص من عدم استقرارية السلسلة الزمنية للاستثمار . باذ كانت نتائج اختبار ديكي – فولير الموسع بعد اخذ الفروق الاولى كما يلي :-

جدول (5)

اختبار ديكي – فولير الموسع لاستقرارية الفرق الاول لإجمالي تكوين راس المال الثابت

(وجود قاطع واتجاه عام)

Prob.*	t-Statistic			
0.0682	-3.513076	قيمة اختبار ديكي – فولير الموسع		
	-4.571559		1% level	القيم الحرجة لاختبار ديكي فولير الموسع
	-3.690814		5% level	
	-3.286909		10% level	
Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.0031	-3.513076	0.262562	-0.922402	الفرق الاول للاستثمار متباطئ لمدة زمنية واحدة
0.2324	-1.244440	0.345858	-0.430400	الحد الثابت
0.3274	1.012366	0.028973	0.029331	الاتجاه الزمني
0.033434	Mean dependent var		0.459960	R-squared
0.810942	S.D. dependent var		0.387954	Adjusted R-squared
2.078823	Akaike info criterion		0.634427	S.E. of regression
2.227219	Schwarz criterion		6.037469	Sum squared resid
2.099285	Hannan-Quinn criter.		-15.70941	Log likelihood
1.944745	Durbin-Watson stat		6.387847	F-statistic
			0.009845	Prob(F-statistic)

- اختبار معنوية الفرق الاول لسلسلة اجمالي تكوين راس المال الثابت المتباطئ لمدة زمنية واحدة.

يلاحظ من الجدول (5) , بان القيمة المحسوبة لاختبار ديكي فولير الموسع بالنسبة لتقدير معلمة الفرق الاول للسلسلة الزمنية قد بلغت (3.513076-) وهي اقل من القيمة الجدولية من الناحية المطلقة , وذلك لكون القيمة الاحتمالية للاختبار والبالغة (0.0682) اكبر من مستوى المعنوية (5%) . لذلك فان هذا يعتبر مؤشر اولي في عدم استقرارية الفرق الاول لسلسلة اجمالي تكوين راس المال الثابت .

- اختبار معنوية الاتجاه الزمني .

بلغت القيمة التقديرية لمعلمة الاتجاه الزمني (0.430400-) وهي قيمة غير معنوية وذلك لكون القيمة المحسوبة للاختبار والبالغة (1.012366) اقل من القيمة الجدولية (2.58) تحت مستوى معنوية (5%).
وبعد ثبوت عدم معنوية كل من الفرق الاول للسلسلة الزمنية والاتجاه الزمني , تم الانتقال الى الخطوة الثانية والمتضمنة ما يلي :-

- تقدير النموذج الثاني (وجود قاطع)

تتضمن هذه الخطوة تقدير النموذج الثاني وذلك لغرض معرفة معنوية كل من الفرق الاول للفجوة الزمنية الاولى بالنسبة للسلسلة الزمنية والقاطع , اذ كانت النتائج كما يلي :-

جدول (6)

اختبار ديكي – فولير الموسع لاستقرارية اجمالي تكوين راس المال الثابت

(قاطع)

Prob.*	t-Statistic			
0.0238	-3.425283	قيمة اختبار ديكي – فولير الموسع		
	-3.857386		1% level	القيم الحرجة لاختبار ديكي فولير الموسع
	-3.040391		5% level	
	-2.660551		10% level	
Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.0035	-3.425283	0.261406	-0.895390	الفرق الاول للاستثمار متباطئ لمدة زمنية واحدة
0.4610	-0.755350	0.156034	-0.117861	الحد الثابت
0.033434	Mean dependent var		0.423061	R-squared
0.810942	S.D. dependent var		0.387002	Adjusted R-squared
2.033805	Akaike info criterion		0.634920	S.E. of regression
2.132735	Schwarz criterion		6.449983	Sum squared resid
2.047446	Hannan-Quinn criter.		-16.30424	Log likelihood
1.866892	Durbin-Watson stat		11.73256	F-statistic
			0.003470	Prob(F-statistic)

- اختبار معنوية الفرق الاول لسلسلة اجمالي تكوين راس المال الثابت .

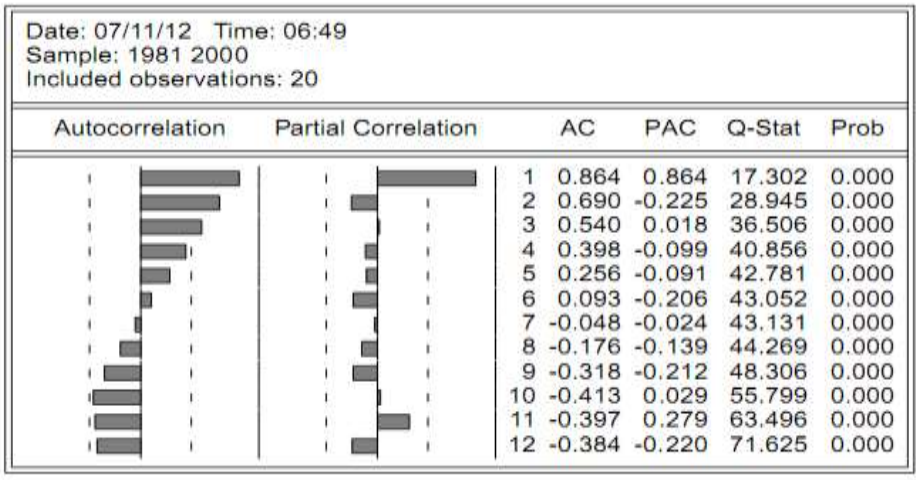
يلاحظ من الجدول (6) , بان القيمة المحسوبة لاختبار ديكي فولير الموسع بالنسبة لتقدير معلمة الفرق الاول للسلسلة الزمنية قد بلغت (3.425283-) وهي اكبر من القيمة الجدولية من الناحية المطلقة , وذلك لكون القيمة الاحتمالية للاختبار والبالغة (0.0238) اقل من مستوى المعنوية (5%) . لذلك فان سلسلة اجمالي تكوين راس المال الثابت مستقرة عند الفرق الاول أي ان السلسلة متكاملة من الدرجة الاولى .

3-2 اختبار دالة الارتباط الذاتي بالنسبة لسلسلة اجمالي تكوين راس المال الثابت :-

تم تطبيق اختبار اخر للكشف عن مشكلة عدم استقرارية السلسلة الزمنية وذلك باستخدام دالة الارتباط الذاتي وكما يلي :-

جدول (7)

قيم دالة الارتباط الذاتي بالنسبة لسلسلة اجمالي تكوين راس المال الثابت


Date: 07/11/12 Time: 06:49
Sample: 1981 2000
Included observations: 20

	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1			0.864	0.864	17.302	0.000
2			0.690	-0.225	28.945	0.000
3			0.540	0.018	36.506	0.000
4			0.398	-0.099	40.856	0.000
5			0.256	-0.091	42.781	0.000
6			0.093	-0.206	43.052	0.000
7			-0.048	-0.024	43.131	0.000
8			-0.176	-0.139	44.269	0.000
9			-0.318	-0.212	48.306	0.000
10			-0.413	0.029	55.799	0.000
11			-0.397	0.279	63.496	0.000
12			-0.384	-0.220	71.625	0.000

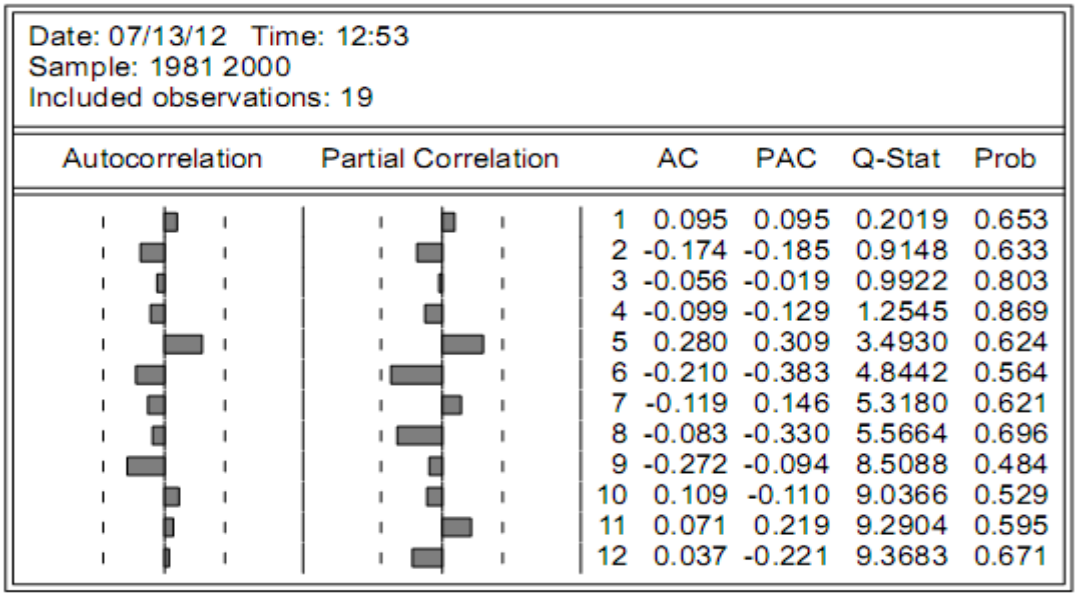
يلاحظ من الجدول (7) , بان احصاءة الاختبار **Ljung-Box** لكل الفجوات معنوية , وذلك لكون القيم الاحتمالية للاختبار والمساوية الى الصفر اقل من مستوى المعنوية (5%) الامر الذي يؤدي الى رفض فرضية العدم القائلة بان معاملات الارتباط الذاتي مساوية الى الصفر , من ثم فان السلسلة تكون غير مستقرة .

3-3 اختبار دالة الارتباط الذاتي بالنسبة لسلسلة الفروق الاولى لإجمالي تكوين راس المال الثابت:-

عند الاخذ بالفروق الاولى للسلسلة واجراء اختبار دالة الارتباط الذاتي , تبين بان كل معاملات الارتباط الذاتي غير معنوية الامر الذي يؤدي الى قبول فرضية العدم القائلة بان معاملات الارتباط الذاتي مساوية الى الصفر , من ثم فان السلسلة تكون مستقرة وكما موضح بالجدول (8) ادناه :-.

جدول (8)

قيم دالة الارتباط الذاتي بالنسبة لسلس


Date: 07/13/12 Time: 12:53
Sample: 1981 2000
Included observations: 19

	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1			0.095	0.095	0.2019	0.653
2			-0.174	-0.185	0.9148	0.633
3			-0.056	-0.019	0.9922	0.803
4			-0.099	-0.129	1.2545	0.869
5			0.280	0.309	3.4930	0.624
6			-0.210	-0.383	4.8442	0.564
7			-0.119	0.146	5.3180	0.621
8			-0.083	-0.330	5.5664	0.696
9			-0.272	-0.094	8.5088	0.484
10			0.109	-0.110	9.0366	0.529
11			0.071	0.219	9.2904	0.595
12			0.037	-0.221	9.3683	0.671

دالة الفروق الاولى لإجمالي تكوين راس المال الثابت

3-4 اختبار ديكي – فولير الموسع بالنسبة للسلسلة الزمنية الخاصة بسعر الفائدة

لغرض اختبار درجة تكامل سلسلة سعر الفائدة باستخدام اختبار ديكي – فولير الموسع , تم تطبيق الخطوات التالية :-

- تقدير الصيغة الثالثة للنموذج (وجود قاطع واتجاه عام)

تتضمن هذه الخطوة تقدير النموذج الثالث والمتضمن وجود قاطع مع الاتجاه العام , والذي يمكن كتابته كما يلي :-

$$\Delta Y_t = a + \beta t \quad + \lambda Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} P_j \Delta Y_{t-j} + U_t$$

j=1,.....,19

اذ ان :-

Y_{t-1} **: سعر الفائدة متباطئ لمدة زمنية واحدة**

a **: الحد الثابت (القاطع)**

t **: الاتجاه الزمني**

k : عدد الفجوات الزمنية

اذ كانت النتائج كما يلي :-

جدول (9)

اختبار ديكي – فولير الموسع لاستقرارية سعر الفائدة

(قاطع , اتجاه عام)

Prob.*	t-Statistic			
0.7312	-1.654483	قيمة اختبار ديكي – فولير الموسع		
	-4.532598		1% level	القيم الحرجة لاختبار ديكي فولير الموسع
	-3.673616		5% level	
	-3.277364		10% level	
Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.1175	-1.654483	0.177722	-0.294038	سعر الفائدة متباطئ لمدة زمنية واحدة
0.1105	1.689557	0.309271	0.522530	C
0.1534	1.498641	0.002506	0.003756	@TREND(1981)
0.012921	Mean dependent var		0.146788	R-squared
0.03024	S.D. dependent var		0.040136	Adjusted R-squared

9			
-4.055722	Akaike info criterion	0.029636	S.E. of regression
-3.906601	Schwarz criterion	0.014053	Sum squared resid
-4.030485	Hannan-Quinn criter.	41.52936	Log likelihood
1.816661	Durbin-Watson stat	1.376330	F-statistic
		0.280839	Prob(F-statistic)

- اختبار معنوية الفرق الاول لسلسلة سعر الفائدة .

يلاحظ من الجدول (9) , بان القيمة المحسوبة لاختبار ديكي فولير الموسع بالنسبة لتقدير معلمة الفرق الاول للسلسلة الزمنية قد بلغت (1.654483-) وهي اقل من القيمة الجدولية من الناحية المطلقة , وذلك لكون القيمة الاحتمالية للاختبار والبالغة (0.7312) اكبر من مستوى المعنوية (5%) . لذلك فان هذا يعتبر مؤشر اولي في عدم استقرارية سلسلة سعر الفائدة .

- اختبار معنوية الاتجاه الزمني .

بلغت القيمة التقديرية لمعلمة الاتجاه الزمني (0.003756) وهي قيمة غير معنوية وذلك لكون القيمة المحسوبة للاختبار والبالغة (1.498641) اقل من القيمة الجدولية (2.58) تحت مستوى معنوية (5%).

وبعد ثبوت عدم معنوية كل من الفرق الاول للسلسلة الزمنية والاتجاه الزمني , تم الانتقال الى الخطوة الثانية والمتضمنة ما يلي :-

- تقدير النموذج الثاني (وجود قاطع)

لغرض معرفة معنوية كل من الفرق الاول للسلسلة الزمنية والقاطع , تم تطبيق النموذج الثاني والذي يتضمن وجود قاطع وقد كانت النتائج كما يلي :-

جدول (10)

اختبار ديكي – فولير الموسع لاستقرارية سعر الفائدة

(قاطع)

Prob.*	t-Statistic			
0.8272	-0.687119	قيمة اختبار ديكي – فولير الموسع		
	-3.831511		1% level	القيم الحرجة لاختبار ديكي فولير الموسع
	-3.029970		5% level	
	-2.655194		10% level	
Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.5013	-0.687119	0.091195	-0.062662	S9(-1)

0.4562	0.762603	0.169848	0.129526	C
0.012921	Mean dependent var		0.027022	R-squared
0.030249	S.D. dependent var		-0.030212	Adjusted R-squared
-4.029633	Akaike info criterion		0.030703	S.E. of regression
-3.930218	Schwarz criterion		0.016025	Sum squared resid
-4.012808	Hannan-Quinn criter.		40.28151	Log likelihood
2.047084	Durbin-Watson stat		0.472133	F-statistic
			0.501274	Prob(F-statistic)

- اختبار معنوية الفرق الاول لسلسلة سعر الفائدة .

يلاحظ من الجدول (10) , بان القيمة المحسوبة لاختبار ديكي فولير الموسع بالنسبة لتقدير معلمة الفرق الاول للسلسلة الزمنية قد بلغت (0.687119-) وهي اقل من القيمة الجدولية من الناحية المطلقة , وذلك لكون القيمة الاحتمالية للاختبار والبالغة (0.8272) اكبر من مستوى المعنوية (5%) . لذلك فان هذا يعتبر مؤشر اولي في عدم استقرارية سلسلة اجمالي تكوين راس المال الثابت .

- اختبار معنوية القاطع .

بلغت القيمة التقديرية لمعلمة القاطع (0.129526) وهي قيمة غير معنوية وذلك لكون القيمة المحسوبة للاختبار والبالغة (0.762603) اقل من القيمة الجدولية (2.61) تحت مستوى معنوية (5%).

وبعد ثبوت عدم معنوية كل من الفرق الاول للسلسلة الزمنية والاتجاه الزمني , تم الانتقال الى الخطوة التالية والتي لا تتضمن وجود قاطع واتجاه عام وقد كانت النتائج كما يلي :-

جدول (11)

اختبار ديكي – فولير الموسع لاستقرارية سعر الفائدة

(عدم وجود قاطع واتجاه عام)

Prob.*	t-Statistic			
0.9793	1.825694	Augmented Dickey-Fuller test statistic		
	-2.692358		1% level	Test critical values:
	-1.960171		5% level	
	-1.607051		10% level	
Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.0845	1.825694	0.003738	0.006824	S9(-1)
0.012921	Mean dependent var		-0.006263	R-squared
0.030249	S.D. dependent var		-0.006263	Adjusted R-squared
-4.101258	Akaike info criterion		0.030344	S.E. of regression
-4.051551	Schwarz criterion		0.016573	Sum squared resid
-4.092846	Hannan-Quinn criter.		39.96195	Log likelihood
			2.139476	Durbin-Watson stat

-

اختبار معنوية الفرق الاول لسلسلة سعر الفائدة .

يلاحظ من الجدول (11) , بان القيمة المحسوبة لاختبار ديكي فولير الموسع بالنسبة لتقدير معلمة الفرق الاول للسلسلة الزمنية قد بلغت (1.825694) وهي اقل من القيمة الجدولية من الناحية المطلقة , وذلك لكون القيمة الاحتمالية للاختبار والبالغة (0.9793) اكبر من مستوى المعنوية (5%) . لذلك فان سلسلة عرض النقد تكون غير مستقرة , وفي هذا الاساس تم استخدام الفروق الاولى لهذه السلسلة كمحاولة للتخلص من عدم استقرارية السلسلة الزمنية للاستثمار . باذ كانت نتائج اختبار ديكي – فولير الموسع بعد اخذ الفروق الاولى كما يلي :-

جدول (12)

اختبار ديكي – فولير الموسع لاستقرارية الفرق الاول لسعر الفائدة

(وجود قاطع واتجاه عام)

Prob.*	t-Statistic			
0.0035	-5.134155	قيمة اختبار ديكي – فولير الموسع		
	-4.571559		1% level	القيم الحرجة لاختبار ديكي فولير الموسع
	-3.690814		5% level	
	-3.286909		10% level	
Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.0001	-5.134155	0.227523	-1.168140	الفرق الاول للفجوة الزمنية الاولى لسعر الفائدة
0.9594	-0.051744	0.015548	-0.000804	الحد الثابت
0.3565	0.951435	0.001319	0.001255	الاتجاه الزمني
-0.003555	Mean dependent var		0.640140	R-squared
0.045349	S.D. dependent var		0.592158	Adjusted R-squared
-4.094700	Akaike info criterion		0.028961	S.E. of regression
-3.946305	Schwarz criterion		0.012581	Sum squared resid
-4.074238	Hannan-Quinn criter.		39.85230	Log likelihood
1.967292	Durbin-Watson stat		13.34141	F-statistic
			0.000469	Prob(F-statistic)

– اختبار معنوية الفرق الاول لسلسلة الرقم القياسي لسعر الفائدة .

يلاحظ من الجدول (12) , بان القيمة المحسوبة لاختبار ديكي فولير الموسع بالنسبة لتقدير معلمة الفرق الاول للفجوة الزمنية الاولى للسلسلة الزمنية قد بلغت (5.134155-) وهي اكبر من القيمة الجدولية من الناحية المطلقة , وذلك لكون القيمة الاحتمالية للاختبار والبالغة (0.0035) اقل من مستوى المعنوية (5%) . وفي هذا الاساس فان سلسلة سعر الفائدة متكاملة من الدرجة الاولى

يتضح من نتائج اختبار ديكي – فولير الموسع بان كل من السلسلتين (اجمالي تكوين راس المال الثابت , سعر الفائدة) متكاملان من الدرجة الاولى , ولغرض اختبار مدى امتلاكهما لصفة التكامل المشترك , تم تطبيق الاختبارات التالية :-

اختبار انجل – جرانجر للتكامل المشترك

لغرض اختبار مدى سكون البواقي الناتجة من انحدار الاستثمار في سعر الفائدة وذلك بوجود او عدم وجود الاتجاه ووفق منهجية انجل – جرنجر , تم التوصل الى النتائج التالية :-

جدول (13)

اختبار استقرارية سكون البواقي

النموذج	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
باتجاه	-1.792172	0.6397	-6.701245	0.5288
بعدم اتجاه	-1.548080	0.7459	-6.216297	0.5764

يلاحظ من الجدول (13) بان القيمة المحسوبة للاختبار والبالغة (1.792172-) غير معنوية الامر الذي يؤدي الى قبول فرضية العدم القائلة بعدم سكون سلسلة البواقي وبذلك فان السلسلتين لا تتمتعان بخاصية التكامل المشترك .

اختبار جوهانسون – جوسيليوس للتكامل المشترك

لغرض معرفة وجود او عدم وجود متجهات للتكامل المشترك , تم تطبيق منهجية جوهانسون جوسيليوس وقد كانت النتائج كما يلي :-

جدول (14)

اختبار جوهانسون – جوسيليوس للتكامل المشترك

Hypothesized				
No. of CE(s)	قيم المتجه	الاثر	القيمة الحرجة لاختبار الاثر	Prob.**
None	0.389160	11.94246	15.49471	0.1597
At most 1	0.156799	3.069894	3.841466	0.0798
Hypothesized		القيم العظمى	0.05	
No. of CE(s)	قيم المتجه		القيمة الحرجة لاختبار القيمة العظمى	Prob.**
None	0.389160	8.872563	14.26460	0.2969
At most 1	0.156799	3.069894	3.841466	0.0798

يلاحظ من الجدول (14) بانه لايوجد اثر لمتجه التكامل المشترك وذلك لكون القيم العظمى اقل من القيم الحرجة من ثم قبول فرضية العدم القائلة بعدم وجود تكامل مشترك .

نتائج تقدير انحدار الفروق الاولى للمتغيرات

تم الاعتماد في الفروق الاولى للسلاسل الزمنية لكل من المتغيرين الاستثمار وسعر الفائدة وذلك لتقدير دالة الاستثمار , كون ان السلاسل الزمنية لهذين المتغيرين تمتلك جذر وحدة Unit root وذلك حسب اختبار ديكي – فولير الموسع اذ كانت النتائج موضحة كما يلي :-

جدول (15)

نتائج تقدير انحدار الفروق الاولى

Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.3938	-0.874847	0.155382	-0.135935	C
0.8674	0.169456	4.832595	0.818914	الفرق الاول لمتغير سعر الفائدة
-0.125354	Mean dependent var		0.001686	R-squared
0.603232	S.D. dependent var		-0.057038	Adjusted R-squared
1.981742	Akaike info criterion		0.620197	S.E. of regression
2.081156	Schwarz criterion		6.538955	Sum squared resid
1.998567	Hannan-Quinn criter.		-16.82655	Log likelihood
1.682623	Durbin-Watson stat		0.028715	F-statistic
			0.867438	Prob(F-statistic)

يلاحظ من الجدول (15) ما يلي :-

- بلغت القيمة التقديرية لمتغير سعر الفائدة (0.818914) وهي قيمة موجبة , وهذا معناه اذا زاد سعر الفائدة بنسبة (100%) فان الاستثمار سيزداد بمقدار (81.89%) . كما أن إشارة معلمة المتغير المستقل الموجبة لا تنطبق مع المنطق الاقتصادي الكينزي في أن الطلب في النقود يتناسب عكسياً مع سعر الفائدة في الامد القصير، ولكن في ظروف التضخم الذي يمر بها الاقتصاد العراقي فأن (الطلب في الائتمان سيزداد حتى لو رفع البنك المركزي سعر الفائدة للحد من التضخم في رأي ميلتون فريدمان)

- ان النموذج المقدر لا يعاني من مشكلة الارتباط الذاتي وذلك لكون قيمة ديربن – واتسون والبالغة (1.682623) واقعة ضمن المدة $d_U=1.4 < DW < 2$

الاستنتاجات:-

من النتائج التي تم التوصل اليها في متن البحث , استنتجت الباحثة ما يلي :-

1- عدم استقرارية كل من السلسلتين وذلك لاحتوائهما في جذر وحدة .

2- ان كل من سعر الفائدة واجمالي تكوين راس المال الثابت لا يتمتعان بصفة التكامل المشترك بالرغم من انهما متكاملان من الرتبة الاولى . الامر الذي يؤدي الى الوقوع في مشكلة الانحدار الزائف عند عدم الاخذ بإجراء الفروق التي تجعل كل من السلسلتين مستقرتين

التوصيات :-

في ضوء النتائج التي تم التوصل اليها . توصي الباحثة بما يلي :-

1- ضرورة اجراء اختبار استقرارية السلاسل الزمنية قبل تقدير أي نموذج انحدار وذلك بهدف التخلص من مشكلة الانحدار الزائف

2- اجراء اختبارات اخرى لاستقرارية السلسلة الزمنية مثل اختبار فيلبس بيرون والذي يعتبر من الاختبارات الغير المعلمية والذي يأخذ بنظر الاعتبار اختبار التجانس الشرطي للتباين .

المصادر :

1- الكسواني , د. ممدوح الخطيب " الطلب في النقود في سوريا – باستخدام نموذج تصحيح الخطا والتكامل المشترك " 2001 كلية العلوم الادارية – جامعة الملك سعود.

2- المصبح , عماد الدين " العوامل المؤثرة في البطالة في الجمهورية العربية السورية " دراسة تطبيقية باستخدام منهجية التكامل المشترك " 2008 مصر .

3- الهجهوج , د. حسن بن رفدان بن حسن " محددات التضخم في دول مجلس التعاون لدول الخليج العربية – اسلوب التكامل المشترك" جامعة الملك فيصل – المملكة العربية السعودية .

4- د. ايهاب " دراسة الجدوى الاقتصادية وتقييم المشروعات"

5- شعراوي , د. سمير مصطفى " مقدمة في التحليل الحديث للسلاسل الزمنية " 2005 كلية العلوم – جامعة الملك عبد العزيز , المملكة العربية السعودية .

6- صالح , اويابة " اثر التغير في سعر الصرف في التوازن الاقتصادي – دراسة حالة الجزائر 1990-2009" 2011 الجمهورية الجزائرية الديموقراطية الشعبية , وزارة التعليم العالي والبحث العلمي – المركز الجامعي بغرداية .

7- عباس يحيى خضر المندلاوي " إمكانات السياسة النقدية في تشجيع الاستثمار المحلي في العراق للمدة (1980-2003) " 2004 رسالة ماجستير في الاقتصاد , بغداد .

8- د.عطية ,عبد القادر محمد عبد القادر" الحديث في الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق " 2004 مكة المكرمة .

9- د. محمد , شيخي " طرق الاقتصاد القياسي محاضرات وتطبيقات " 2012 الاردن .

10. Enders ,Walter "Applied econometrics time series" JOHN WILEY & SONS, INC.

11- E.William"Using eviews for undergraduate econometrics" 2001,2nd