The Scientific Journal of Cihan University – Sulaimanyia
ISSN 25207377– (Online), ISSN 25205102– (Print)
DOI / http://dx.doi.org/10.25098 /2.1.4

February 2018
Vol. (2) Issue (1)

تقدير دالة الاستهلاك في العراق باستخدام طريقة التكامل المشترك

ا.د. إبراهيم جواد كاظم
ijawad77@yahoo.com

ا.م.د. هيثم يعقوب يوسف
haithamakaqi@gmail.com

م. هشام فرعون عبد اللطيف

جامعة ديالى / كلية الادارة والاقتصاد

ملخص البحث:

يتضمن البحث جانبان نظري وتطبيقي، في الجانب النظري يتطرق البحث، بعد ذكر كل من فرضيات البحث وهدفه الذي هو اختبار استقرارية السلاسل الزمنية لكل من الدخل القومي والانفاق الاستهلاكي في العراق للمدة (6891-6002) ومدي اتصافهما بخاصية التكامل المشترك من خلال تطبيق نموذج تصحيح الخطأ. اما مشكلة البحث فتتمثل في كيفية اختبار استقرارية السلاسل الزمنية المكونة لدالة الاستهلاك في العراق ومدي تجاوز صفة الانحدار الزائف للنموذج المقدر، الي تحديد المتغيرات المؤثرة في النموذج وهي المتغير التابع (الانفاق الاستهلاكي) والمتغير المستقل (الدخل القومي) ومفهوم سكون السلسلة الزمنية واستقراريتها وكذلك دالة الارتباط الذاتي وبعض الملاحظات المهمة بشأنها وكيفية تقديرها وخصائصها إضافة الي مفهوم التكامل المشترك ومعادلاته الرياضية. في الجانب التطبيقي للنماذج الإحصائية الرياضية علي بيانات السلسلة الزمنية للدخل والانفاق للمدة (6891-6002) يتوصل البحث الي مجموعة من الاستنتاجات أهمها ان الدخل القومي يفسر حوالي (4.46%) من التغيرات الحاصلة في الانفاق الاستهلاكي اما النسبة المتبقية والبالغة (6.53%) فهي تعود الي عوامل خارجية غير مفسرة وموجودة ضمن عنصر الخطأ العشوائي. وأخيرا هناك بعض التوصيات التي من أهمها ضرورة اختبار درجة تكامل السلاسل الزمنية قبل اجراء أي تقدير وذلك تجنبا للوقوع في مشكلة الانحدار الزائف.الكلمات الرئيسية في البحث / التكامل المشترك، دالة الارتباط الذاتي، منهجية انجل – جرانجر

پوختەی باس:

تویژینەوەکە دوو لایەن لە خۆ دەگرێت . تیۆری و پراکتیکی پاش باسکردنی بنەماکانی تویژینەوەکە و ئاماژەکەی کە بری تیە لە تاقیکردنەوەی هاوسەنگی زنجیرەی زەمەنی بۆ هەر یەك لە داهاتی نەتەوەی و تێچوونی بەکارهێنان لە عێراق لەماوەی (6891-6002) وە چەندێك پەیوەستە بە تایبە تمەندی تەواوکاری هاوبەش لە رێگەی پراکتیزکردنی سامپلی راستکردنەوەی هەڵەکان . بەڵام ناوەرۆکی تویژینەوەکە رۆل دەبینێت لە تاقیکردنەوەی هاوسەنگی زنجیرەی زەمەنی کە پێکهاتووە لە فاکتەری بەکارهێنان لە عیراق و توانای تێپەراندنی تایبە تمەندی لادانی ناراستەقینە بۆ سامپلەکە , بۆ دیاری کردنی گۆراوە کاریگەرەکان لە سامپلەکە وە ئەویش گۆراوی بەردەوام و گۆراوی سەربەخۆ وە بنەمای جێگیری زنجیرەی زەمەنی وە هاوسەنگیەکەی و فاکتەری پەیوەستی خۆیی و چەند تێبینیەکی گرنگ پەیوەست بەو بوارە و چۆنیە تی هەڵسەنگاندنی و تایبە تمەندیەکانی لەگەڵ بنەمای تەواوکاری هاوبەش وهاوکێشەکانی . لە لایەنی پراکتیکی سامپلە احسابیە بیرکاریەکان لەسەر داتای زنجیرەی زەمەنی بۆ داهات و تێچووەکان لە ماوەی(6891-6002) تویژینەوەکە دەگات بە کۆمەڵێك دەرئە نجام کە گرنگترینیان داهاتی نەتەوەی کە شیکاری نزیکەی (4.46%) بۆ دەکات لە گۆراوەکان لە ئە نجامی تێچووی بەکارخستن وە رێژەی ماوە کە ئەکاتە (6.53%) ئەگەرێتەوە بۆ هۆکاری دەرەکی کە شینەکراوەتەوە و بوونی هەیە لە هەڵەی هەرەمەکی . وە لە کۆتایدا هەندیك پێشنیاز هەیە کە گرنگترینیان پێویستی تاقیکردنەوەی تەواوکاری زنجیرەی زەمەنی پێش ئە نجامدانی هەر پیشبینیەك و ئەوەش بۆ خۆلادان لە کەوتنی کێشەی لادانی ناراستەقینە

The Scientific Journal of Cihan University – Sulaimanyia
ISSN 25207377– (Online), ISSN 25205102– (Print)
DOI / http://dx.doi.org/10.25098 /2.1.4
February 2018
Vol. (2) Issue (1)

Abstract:

The research contains two parts, theoretic& practice. The theoretical show hypothesis and aims of the research, which is testing of income and consumption time series stability in Iraq at (19862006–) has co–integration by using a correct model. The research problem is how to testing the income time series function stability and how to resolve spurious regression of the model estimation, in this part is analyzing of independent variable (Income). The concept of time series and its stability, the autocorrelation function and its specification and the concept of co–integration mathematical function. In the practical parts the research indicate that (%64.4) of the consumption changes is explained by the income, (%35.6) is explained by the external variables within random variables The important conclusion indicate that is necessary to testing the time series integration before any estimating if we dont want to fail in the spurious regression problems.
Keywords \ Co–Integration, Autocorrelation function, Engel– Granger method

المبحث الأول
منهج البحث

اولا: المقدمة Introduction

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 فترة زمنية طويلة نسبيا، اي ان السلسلة لا يوجد فيها اتجاه لا نحو الزيادة ولا نحو النقصان. اما السلسلة الزمنية غير المستقرة فان مستوي المتوسط فيها يتغير باستمرار سواء نحو الزيادة او النقصان. ان نظرية الانحدار التي تستخدم السلاسل الزمنية في التقدير تفترض ان هذه السلاسل الزمنية يجب ان تتصف بخاصية السكون Stationary اي بلغة انجل -جرنجر Engle -Granger يجب ان تكون سلاسل زمنية متكاملة Integrated والتي يشار اليها بالرمز(I(0. لقد كان الباحثون سابقا (قبل منتصف السبعينات من القرن العشرين) يقومون بإجراء الدراسات التطبيقية دون الالتفات الي دراسة خصائص السلاسل الزمنية المختلفة. وتم قبول نتائج هذه الاختبارات حينها والتسليم بمعنوية المقدرات الإحصائية علي أساس ان نظرية الاستدلال الاحصائي تنطبق علي هذه المقدرات. ولكن قام العالمان السويديان Granger and Newbold 1974 بتوليد سلاسل زمنية عشوائية غير ساكنة Stationary Non (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 علي بعضها البعض. وبعد التقدير تم حساب قيم إحصائية t وفي ظل افتراض أن المعلمة الحقيقية تساوي الصفر(أي أن المعلمة المقدرة من الانحدار يجب ان تكون غير معنوية لاستقلال وعشوائية المتغيرات المستخدمة في التقدير)، ولكن علي الرغم من حقيقية أن السلاسل الزمنية كانت عشوائية ومستقلة فان الباحثين وجدا أن الفرض الصفري بان المعلمة الحقيقية تساوي 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 استنتج الباحثان حقيقة مهمة مفادها أن المقدرات والاختبارات الإحصائية الناتجة عن انحدارات استخدمت سلاسل زمنية غير ساكنة هي بحد ذاتها نتائج غير صحيحة وغير سليمة كونها تستخدم انحدار مزيف spurious regressions وبالتالي لا يعول علي نتائج الاستدلال الاحصائي علي مقدراتها. لذا يؤكد الباحثون علي نقطة مهمة هي (من اجل الحصول علي نتائج صحيحة للاختبار يجب ان نأخذ بنظر الاعتبار خصائص السلاسل الزمنية قبل القيام بعملية التقدير). ثم جاء كل من Engel and Granger 1987 ليؤكدا انه يوجد 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،

The Scientific Journal of Cihan University – Sulaimanyia
ISSN 25207377– (Online), ISSN 25205102– (Print)
DOI / http://dx.doi.org/10.25098 /2.1.4
February 2018
Vol. (2) Issue (1)

ونقول عندها ان السلسلتين لهما تكامل متساوي Co- Integration . وفي حالة كون ان المتغيرات لها صفة التكامل المشترك, يكون النموذج الملائم في التقدير هو نموذج تصحيح الخطأ . وعلي هذا الاساس يطبق البحث منهجية التكامل المشترك في تقدير دالة الاستهلاك في العراق باعتماد برنامج القياس الاقتصادي المتقدم EVIEWS 7.2 في استخراج النتائج.

ثانيا: فرضيات البحث Hypothesis of research

يتضمن البحث اختبار فرضيات العدم التالية:
H01 : ان متغير الدخل القومي لا يمتلك جذر الوحدة (السلسلة مستقرة)
H02 : ان متغير الانفاق الاستهلاكي لا يمتلك جذر الوحدة (السلسلة مستقرة)
H03 : ان متغير الخطأ العشوائي لانحدار الانفاق الاستهلاكي علي الدخل القومي لا يمتلك جذر الوحدة (السلسلة مستقرة)

ثالثا: مشكلة البحث Problem of research

تتمثل مشكلة البحث في كيفية اختبار استقرارية السلاسل الزمنية المكونة لدالة الاستهلاك في العراق ومدي تجاوز صفة الانحدار الزائف للنموذج المقدر.

رابعا: هدف البحث object of research

يهدف البحث الي تقدير دالة الاستهلاك في العراق باستخدام منهجية التكامل المشترك لكل من الدخل القومي والانفاق الاستهلاكي في العراق للمدة (١٩٨٨-٢٠٠٦) ومدي امكانية تطبيق نموذج تصحيح الخطأ.

خامسا: منهجية البحث Methodology of reseach

لغرض تحقيق هدف البحث تم اعتماد المنهج التحليلي الاستنتاجي وذلك حسب الخطوات التالية:
- اختبار دالة الارتباط الذاتي لمتغير الدخل القومي في العراق
- اختبار دالة الارتباط الذاتي لمتغير الانفاق الاستهلاكي في العراق
- اختبار دالة الارتباط الذاتي لبواقي انحدار الانفاق الاستهلاكي علي الدخل القومي

فاذا كانت كل من سلسلتي الدخل القومي والانفاق الاستهلاكي متكاملة من الدرجة الاولي وسلسلة البواقي متكاملة من الدرجة صفر فيكون النموذج الملائم في التقدير هو نموذج تصحيح الخطأ وان المتغيرات تتصف بخاصية التكامل المشترك.

سادسا: تحديد المتغيرات المؤثرة في النموذج Variables of research

تفترض النظرية الكينزية وجود علاقة طردية بين مستوي الاستهلاك وحجم الدخل، حيث توضح هذه النظرية انه كلما زاد الدخل كلما زاد الاستهلاك والعكس صحيح. وهذا يعني ان هذه النظرية تعتبر الدخل أحد المحددات الاساسية للاستهلاك. ومن ناحية اخري تشير النظرية الكلاسيكية الي ان سعر الفائدة هو عائد الادخار ومن ثم يستنبط من ذلك ان سعر الفائدة يؤثر تأثيرا سلبيا علي الاستهلاك، حيث كلما ارتفع سعر الفائدة كلما زاد الادخار وانخفض الاستهلاك مع ثبات الدخل، كما تشير المشاهدات الواقعية الي وجود علاقة طردية بين توقعات الاسعار ومستوي الاستهلاك. فاذا توقع الافراد ارتفاع الاسعار في المستقبل بدرجة كبيرة فانهم يزيدون الطلب علي السلع الاستهلاكية في الوقت الحاضر خاصة القابلة للتخزين منها. وتشير بعض الدراسات السابقة الي وجود علاقة بين مستوي الدخل وتوزيع الاستهلاك، فإعادة توزيع الدخل في صالح الطبقة الفقيرة وفي غير صالح الطبقة الغنية تزيد من مستوي الاستهلاك الكلي وذلك باعتبار ان الميل الحدي للاستهلاك لدي الطبقة الفقيرة اعلي منه لدي الطبقة الغنية. ولعل هذا يعني ان المصادر المختلفة تشير الي ان المتغيرات التي يحتوي عليها نموذج الاستهلاك تتمثل في: [٧]

- المتغير التابع ويتضمن الانفاق الاستهلاكي
- المتغير المستقل والمتضمن الدخل القومي

The Scientific Journal of Cihan University – Sulaimanyia
ISSN 25207377– (Online), ISSN 25205102– (Print)
DOI / http://dx.doi.org/10.25098 /2.1.4
February 2018
Vol. (2) Issue (1)

المبحث الثاني
استقرارية السلسلة الزمنية ومنهجية التكامل المشترك

اولا: مفهوم سكون السلسلة الزمنية Stationary of time series

إن مفهوم سكون السلسلة الزمنية يعني أن تكون الخصائص الإحصائية للسلسلة الزمنية ثابتة لا تتغير بالإزاحة إلي الأمام أو إلي الخلف لأي عدد من الوحدات الزمنية. والخصائص الإحصائية للسلسلة الزمنية يمكن وصفها بشكل مؤكد وكامل عن طريق دالة الاحتمال التراكمي، ويمكن وصفها بشكل جزئي عن طريق بعض المؤشرات الهامة وأهمها التوقع والتباين والتغاير (عزوم الدرجة الاولي والثانية).[٥]

ثانيا: الاساليب القياسية المستخدمة في اختبار استقرارية السلسلة الزمنية

يوجد هنالك عدد من المعايير التي تستخدم في اختبار صفة الاستقرار او السكون في السلسلة، ومنها: - [٩]

١- دالة الارتباط الذاتي Autocorrelation function

تقيس دالة التغاير الذاتي $\gamma(s,t)$ درجة الاعتماد الخطي بين اي من المتغيرين من المتغيرات التي تقع علي نفس السلسلة الزمنية , فعلي سبيل المثال يقيس التغاير الذاتي درجة الاعتماد الخطي بين المتغير العشوائي y١ والذي يمثل قيمة السلسلة عند النقطة الزمنية الاولي والمتغير العشوائي y٢ والذي يمثل قيمة السلسلة عند النقطة الزمنية الثانية , اي ان $\gamma(1,2)$ يمثل درجة الاعتماد الخطي بين كل القيم التي يمكن ان تولدها العملية العشوائية عند النقطة الزمنية الاولي وتلك القيم التي يمكن ان تولدها نفس العملية العشوائية عند النقطة الزمنية الثانية . وتجدر الاشارة هنا الي بعض الملاحظات المهمة والجديرة بالذكر اهمها: -

١- اذا كانت $\gamma(s,t)=0$ فهذا يعني ان المتغيرين yt , ys غير مرتبطين خطيا ولكن قد يكون هنالك ارتباط غير خطي بينهما .

٢- اذا كانت $\gamma(s,t)=0$ وكان المتغيران yt , ys لهما توزيع طبيعي ثنائي Bivariate normal distribution , فان هذا يعني ان المتغيرين مستقلان .

٣- يمكن اعتبار تباين العينة كحالة خاصة من دالة التغاير $\gamma(s,t)$ وذلك بوضع s=t , وهذا يعني ان $\gamma(t,t)$.

٤- اذا كانت السلسلة ساكنة, فان دالة التغاير $\gamma(s,t)$ تكون دالة في الفجوة الزمنية $|s-t|$ =K فقط وتكتب عادة في هذه الحالة $\gamma(k)$

الا ان استخدام دالة التغاير الذاتي لقياس درجة الاعتماد الخطي بين متغيرين يثير بعض المشاكل العملية، اولها عدم وجود حدود مرجعية (دنيا، عليا) يمكن الرجوع اليها لتحديد مدي قوة او ضعف العلاقة الخطية وثانيها ان التغاير يعتمد علي وحدات القياس المستخدمة. لذلك يفضل معايرة التغاير الذاتي وذلك بالقسمة علي حاصل ضرب الانحرافين المعياريين للمتغيرين yt,ys لنحصل علي ما يعرف بالارتباط الذاتي (التسلسلي) .

وعلي هذا الاساس يمكن تعريف الارتباط الذاتي بانه معامل الارتباط الخطي بين المتغيرين ys,yt ويكتب علي الصورة التالية :-

$$\rho(s,t)=\frac{\gamma(s,t)}{\sqrt{Var(Y_s).Var(Y_t)}}$$

The Scientific Journal of Cihan University – Sulaimanyia
ISSN 25207377– (Online), ISSN 25205102– (Print)
DOI / http://dx.doi.org/10.25098 /2.1.4
February 2018
Vol. (2) Issue (1)

حيث تتصف هذه الدالة بعدة خصائص اهمها: -

١ - الارتباط الذاتي بين المتغير yt ونفسه يساوي الواحد الصحيح.
٢ - قيمة دالة الارتباط الذاتي تقع دائما علي الفترة المغلقة [١,-١]
٣ - اذا كانت قيمة دالة الارتباط الذاتي مساوية الي الصفر, فهذا معناه انه لا توجد علاقة خطية بين المتغيرين ys,yt ولكن قد توجد علاقة غير خطية بينهما .

من ناحية اخري يمكن تعريف معامل الارتباط الذاتي للعملية الساكنة $\{y_t\}$ عند الفجوة الزمنية k بانه معامل الارتباط الخطي بين المتغيرين yt,yt-k ويأخذ الصورة التالية :-

$$\rho(k) = \frac{E(Y_t - \mu)(Y_{t-k} - \mu)}{E(Y_t - \mu)^2}$$

$$= \frac{\gamma(k)}{\gamma(0)} \quad , k = 0, \pm 1, \pm 2, \ldots$$

حيث ان :-

$\gamma(0)$: يمثل تباين العملية الساكنة

$\gamma(k)$ التغاير الذاتي عند الفجوة k لنفس العملية .

ومن ثم يمكن حساب معامل الارتباط الذاتي لكل فجوة من الفجوات الزمنية $k = 0, \pm 1, \pm 2, \ldots$

فينشا لدينا علاقة دالية بين معاملات الارتباط الذاتي $\rho(k)$ والفجوة الزمنية K والتي تسمي بدالة الارتباط الذاتي للعملية الساكنة $\{y_t\}$, حيث تقيس الارتباط بين المتغيرات علي نفس السلسلة الزمنية والتي تبعد عن بعضها البعض فجوة زمنية مقدارها k .

١ - ١ تقدير دالة الارتباط الذاتي

من الضروري وضع شروط السكون علي العملية العشوائية التي ولدت السلسلة المرصودة (المتاحة) واهمها تخفيض عدد المعلمات الرئيسية (عزوم الدرجة الاولي والثانية) وسهولة تفسيرها وامكانية تقديرها وذلك باستخدام مشاهدات السلسلة المتاحة $y_1, y_2, \ldots, y_n$. وبناءا علي هذه التقديرات يمكن تقدير دالة الارتباط الذاتي للعملية العشوائية الساكنة بأحد التقديرين الآتيين[٤]

$$r(k) = \hat{\rho}(k) = \frac{\sum_{t=1}^{n-k}(y_t - \bar{y})(y_{t+k} - \bar{y})}{\sum_{t=1}^{n}(y_t - \bar{y})^2}$$

$$r_0(k) = \tilde{\rho}(k) = \frac{\frac{1}{n-k}\sum_{t=1}^{n-k}(y_t - \bar{y})(y_{t+k} - \bar{y})}{\frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n}(y_t - \bar{y})^2}$$

وفي الحقيقة ان هذين التقديرين متحيزان، ولذلك فليس هنالك اي افضلية لإحداهما علي الاخر. وعادة ما يستخدم التقدير الاول لتقدير دالة الارتباط الذاتي، وفي حالة كون ان العملية العشوائية $\{y_t\}$ ساكنة وخطية وان العزم الرابع $E(Y_t^4)$ محدود, لذلك فان تقدير دالة الارتباط الذاتي $r(k)$ يتبع تقاربيا اذا كانت (n كبيرة) توزيع طبيعي وسطه الحسابي يكون مساوي الي الصفر وتباين مقداره (n/١)

The Scientific Journal of Cihan University – Sulaimanyia
ISSN 25207377– (Online), ISSN 25205102– (Print)
DOI / http://dx.doi.org/10.25098 /2.1.4
February 2018
Vol. (2) Issue (1)

١- ٢ حدود الثقة Confidence limit

من المعلوم ان قيمة معامل الارتباط الذاتي بين (-1,1) . ويتطلب استقرار السلسلة هنا ان يكون القيمة التقديرية لمعامل الارتباط الذاتي مساوي الي 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 الي الصفر وتباين مقداره (n/1) . ومن ثم فان حدود الثقة لعينة كبيرة الحجم تكون: - $\pm 1.96\ \sqrt{1/N}$

وإذا كانت القيمة التقديرية لمعامل الارتباط الذاتي يقع داخل هذه الحدود، أي ان: -[٨]

وتحت مستوي معنوية % 95 فان حدود الثقة تكون كما يلي

$$-1.96/\sqrt{N} \leq \rho_k \leq 1.96/\sqrt{N}$$

$$P\left\{ \underset{1.96}{-1.96} /\sqrt{N} \leq \rho_k \leq \underset{1.96}{1.96} /\sqrt{N} \right\} = \underset{0.95}{0.95}$$

لذلك فإننا نقبل فرض العدم القائل بان هذا المعامل يكون مساوي الي الصفر وبالتالي فان السلسلة الزمنية تعتبر مستقرة.

١-٣ اختبار Box& Pierce

يمكن اجراء اختبار للكشف عن معنوية معامل الارتباط الذاتي كمجموعة وذلك باستخدام احصاءة الاختبار Box,Pierce والتي تأخذ الصيغة التالية :-[١١]

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

بحيث ان:
m: يمثل عدد الفجوات الزمنية
وبالنسبة للعينات الكبيرة فان احصاءة Q لها توزيع مربع كاي بدرجة حرية مساوية الي m , فاذا كانت قيمة Q المحسوبة اكبر من القيمة الجدولية فإننا نرفض فرضية العدم القائلة بان كافة معاملات الارتباط الذاتي مساوية الي الصفر, أي رفض فرضية العدم التالية:

$H0\ \rho_k = 0$

وبالتالي تكون السلسلة غير مستقرة .

١-٤ اختبار Ljung-Box

توجد هنالك احصاءة اخري بديلة تستخدم في اجراء نفس اختبار Box,Pierce تسمي احصاءة Ljung-Box والتي تأخذ الصيغة التالية :-

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

والتي لها توزيع مربع كاي بدرجة حرية مساوية الي m وتعطي نتائج أفضل من Q في حالة العينات صغيرة الحجم، مع كونها تصلح للعينات كبيرة الحجم, فاذا كانت قيمة Q المحسوبة اكبر من القيمة الجدولية فإننا نرفض فرضية العدم القائلة بان كافة معاملات الارتباط الذاتي مساوية الي الصفر, أي رفض فرضية العدم التالية:

$H0\ \rho_k = 0$

وبالتالي تكون السلسلة غير مستقرة .

The Scientific Journal of Cihan University – Sulaimanyia
ISSN 25207377– (Online), ISSN 25205102– (Print)
DOI / http://dx.doi.org/10.25098 /2.1.4
February 2018
Vol. (2) Issue (1)

- اختبار جذر الوحدة للاستقرار The unit root test of stationarity

ان اختبارات جذر الوحدة لا تعمل فقط علي كشف مركبة الاتجاه العام، بل انها تساعد علي تحديد الطريقة المناسبة لجعل السلسلة مستقرة.
ومن بين هذه الطرق:

٢-١ منهجية ديكي فولير الموسع في اختبار استقرارية السلسلة الزمنية . Augmented Dicky-Fuller

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

- الصيغة الأولي(I)

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

اذ يلاحظ عدم احتواء هذه الصيغة علي 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 التسلسلي معبراً عنها بإحصائية $D-W$ يجب إدراج عدد من الفروق ذات الفجوة الزمنية في معادلة
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 - فولير الموسع وفقاً للصيغة التالية:

$$\tau^*_{\lambda} = \frac{\hat{\lambda}}{S_{\hat{\lambda}}} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (7)$$

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

- الصيغة الثانية(II)
هذه الصيغة تختلف عن سابقها بكونها تحتوي علي حد ثابت
إذ ان اختيار الفروض في هذه الصيغة تكون كالآتي

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

The Scientific Journal of Cihan University – Sulaimanyia
ISSN 25207377– (Online), ISSN 25205102– (Print)
DOI / http://dx.doi.org/10.25098 /2.1.4
February 2018
Vol. (2) Issue (1)

وحتي يتم هذا الاختبار لابد من حساب تاو ديكي فوللر الموسع باستخدام الصيغة السابقة، و تاو للمعلمة الناقلة τ^*_{λ} باستخدام الصيغة التالية:

H = P=١

$$\tau^*_a = \frac{\hat{a}}{S_{\hat{a}}}$$

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

القيمة الحرجة لـ(λ) هي : ADF_{λ}

القيمة الحرجة لـ(a) هي: ADF_a

بعدها نقوم بمقارنة القيمة المحسوبة بالقيم الجدولية

- الصيغة الثالثة (III)

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

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

وان الفروض لهذه الصيغة كالآتي

فرضية العدم:

H_0

P=1
a= 1
b= 0

الفرضية البديلة:

H_1

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

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

$$\tau^*_{\lambda} = \frac{\hat{\lambda}}{S_{\hat{\lambda}}} \quad \text{.....(8)}$$

$$\tau^*_a = \frac{\hat{a}}{S_{\hat{a}}} \quad \text{.....(9)}$$

$$\tau^*_{\beta} = \frac{\hat{\beta}}{S\hat{\beta}} \quad \text{.....(10)}$$

The Scientific Journal of Cihan University – Sulaimanyia
ISSN 25207377– (Online), ISSN 25205102– (Print)
DOI / http://dx.doi.org/10.25098 /2.1.4
February 2018
Vol. (2) Issue (1)

وبعد ذلك تتم مقارنة القيمة المحسوبة بالقيم الجدولية .
وتتمثل خطوات اختبار ديكي – فولير الموسع في :-

- الخطوة الاولي
١- تقدير الصيغة الثالثة ثم اختبار الفرضية التالية:-

$H_0 : \lambda = 0$ و $\rho = 1$

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

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.

٣- اذا كان $ADF_{\beta(III,n,e)} < \tau_{\beta}$ نرفض فرض العدم للاتجاه الزمني ونقبل الفرض البديل, وعندئذ نعيد اختبار الفرضية التالية:-

$H_0 : \lambda = 0$ و $\rho = 1$

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

الخطوة الثانية :
١- تقدير الصيغة الثانية ثم اجراء اختبار الفرضية التالية :-

$H_0 : \lambda = 0$ و $\rho = 1$

فاذا كانت $ADF_{\lambda(I,n,e)} < \tau_{\lambda}$ فان هذا يؤدي الي رفض فرضية العدم القائلة بوجود جذر الوحدة وقبول الفرضية البديلة القائلة بان

بيانات السلسلة الزمنية مستقرة او ساكنة . ثم نتوقف عن اجراء أي اختبارات اخري .

وفي حالة كون $ADF_{\lambda(I,n,e)} > \tau_{\lambda}$, فان هذا يؤدي الي قبول فرضية العدم القائلة بوجود جذر وحدة في السلسلة ثم نستمر للنقطة التالية .

- نختبر فرضية العدم التالية :-

H0:α=0

فاذا كانت القيمة الجدولية اكبر من المحسوبة أي ان :-

The Scientific Journal of Cihan University – Sulaimanyia
ISSN 25207377– (Online), ISSN 25205102– (Print)
DOI / http://dx.doi.org/10.25098 /2.1.4
February 2018
Vol. (2) Issue (1)

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

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

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

$H_0 : \lambda = 0$ و $\rho = 1$

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 الاولي للنموذج ومن ثم نختبر فرضية العدم التالية :-

$H_0 : \lambda = 0$ و $\rho = 1$

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

ثالثا: مفهوم التكامل المشترك Cointegration

ظهرت تقنية التكامل المشترك علي يد انجل – جرانجر (١٩٨٣) واستند تطورها علي صحة فرضية استقرارية السلاسل الزمنية. تستند هذه التقنية علي السلاسل الزمنية غير المستقرة في حين تكون التركيبات الخطية فيما بينها مستقرة.[٢]
فاذا كانت هنالك سلسلتان غير مستقرتين فليس من الضروري ان يترتب علي استخدامهما في تقدير علاقة ما الحصول علي انحدار زائف وذلك إذا 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: - [١]

$Y_t \sim I(0)$

وإذا كان هذا المتغير غير مستقر في صورته الاصلية وأصبح مستقرا بعد الحصول علي الفروق الاولي أي ان

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

يقال علي هذا المتغير بانه متكامل من الرتبة الاولي ويكتب كما يلي: -

$Y_t \sim I(1)$

وبشكل عام إذا اصبحت السلسلة الزمنية الخاصة بمتغير ما مستقرة بعد الحصول علي عدد من الفروق يساوي d، يقال ان هذه السلسلة

The Scientific Journal of Cihan University – Sulaimanyia
ISSN 25207377– (Online), ISSN 25205102– (Print)
DOI / http://dx.doi.org/10.25098 /2.1.4
February 2018
Vol. (2) Issue (1)

متكاملة من الرتبة d وتكتب كما يلي: -

$$Y_t \sim I(d)$$

حيث يوجد هناك بعض الخصائص المتعلقة بتكامل السلسلة الزمنية منها: -
- إذا كان هنالك متغيران ورتبة كل منهما كما يلي: -

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

فان السلسلة التي تشير الي مجموعهما تكون متكاملة من الرتبة الاولي.
وعلي هذا الاساس يمكن تعريف التكامل المشترك بانه تصاحب بين سلسلتين زمنيتين او اكثر بحيث تؤدي التقلبات في احداهما لإلغاء التقلبات في الاخري بطريقة تجعل النسبة بين قيمتيهما ثابتة عبر الزمن , ولعل هذا يعني ان بيانات السلاسل الزمنية قد تكون غير مستقرة اذا ما اخذت كل علي حدة ولكنها تكون مستقرة كمجموعة .
ومما سبق نجد ان التكامل المشترك هو التعبير الاحصائي لعلاقة التوازن طويلة الاجل

١- اختبارات التكامل المشترك
يوجد هنالك العديد من اختبارات التكامل المشترك نذكر منها ما يلي: -
١- 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 الأولي. حيث تتضمن خطوات اجراء التكامل المشترك ما يلي: - [٣]
- نقوم بتقدير احدي الصيغ الاصلية التالية للتكامل المشترك

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

ويلاحظ ان النموذج (١٤) يحتوي علي حد ثابت دون اتجاه زمني , في حين ان النموذج (١٥) يحتوي علي حد ثابت واتجاه زمني .
- بعد اجراء عملية التقدير، يتم الحصول علي 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 مدي سكون سلسلة البواقي بتقدير احدي 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 وبالتالي تكون سلسلة البواقي مستقرة وبيانات السلسلتين تتصف بخاصية التكامل المشترك .

The Scientific Journal of Cihan University – Sulaimanyia
ISSN 25207377– (Online), ISSN 25205102– (Print)
DOI / http://dx.doi.org/10.25098 /2.1.4
February 2018
Vol. (2) Issue (1)

المبحث الثالث
عرض وتحليل ومناقشة النتائج

تم جمع البيانات الخاصة بالإنفاق الاستهلاكي والدخل القومي في العراق للفترة (١٩٨٦-٢٠٠٦) وذلك من وزارة التخطيط – الجهاز المركزي للإحصاء – المجموعة الاحصائية السنوية (١٩٩٠-٢٠٠٦) وكما موضح بالجدول التالي:

جدول (١)
الدخل القومي والاستهلاك للاقتصاد العراقي للمدة من (١٩٨٦-٢٠٠٦)

السنة	الدخل القومي	الاستهلاك
1986	12655.6	1304
1987	15311.3	1584
1988	16982.9	1748.9
1989	17866.9	1836.7
1990	47941.9	7147.3
1991	36922.2	4878.9
1992	99643.4	14185.7
1993	279805	41828.2
1994	1440957.9	217368
1995	5807374.9	886250
1996	5641424.3	857072
1997	13235490	1660245.8
1998	15013422.3	1883843.2
1999	31381048.5	2479137.7
2000	46634634.8	3262545.2
2001	36726500.7	4293509.5
2002	34677722.5	5641859.1
2003	25728748.6	3889758.4
2004	46923315.7	6388243
2005	65798566.8	8824031.8
2006	85431538.8	11470554.6

* المصدر/ وزارة التخطيط – الجهاز المركزي للإحصاء – المجموعة الاحصائية السنوية (١٩٩٠-٢٠٠٧)
حيث تم استخدام برنامج Eviews ٧,٢ وذلك لاختبار وجود جذر الوحدة لكل من متغيري الانفاق الاستهلاكي والدخل القومي وكما يلي:

اولا: اختبار Ljung-Box لاستقرارية الدخل القومي في العراق

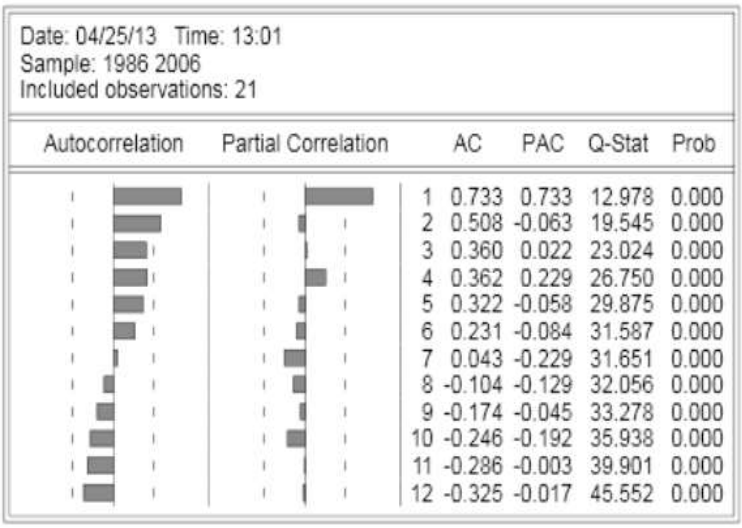
لغرض اختبار استقرارية السلسلة الزمنية لسلسلة الدخل القومي في العراق تم تطبيق دالة الارتباط الذاتي وكما مبين في الجدول التالي:

The Scientific Journal of Cihan University – Sulaimanyia
ISSN 25207377– (Online), ISSN 25205102– (Print)
DOI / http://dx.doi.org/10.25098 /2.1.4
February 2018
Vol. (2) Issue (1)

جدول (٢)
تقدير دالة الارتباط الذاتي بالنسبة لسلسلة الدخل القومي في العراق

Correlogram of S1

Date: 04/25/13 Time: 13:01
Sample: 1986 2006
Included observations: 21



Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.733	0.733	12.978	0.000
		2	0.508	-0.063	19.545	0.000
		3	0.360	0.022	23.024	0.000
		4	0.362	0.229	26.750	0.000
		5	0.322	-0.058	29.875	0.000
		6	0.231	-0.084	31.587	0.000
		7	0.043	-0.229	31.651	0.000
		8	-0.104	-0.129	32.056	0.000
		9	-0.174	-0.045	33.278	0.000
		10	-0.246	-0.192	35.938	0.000
		11	-0.286	-0.003	39.901	0.000
		12	-0.325	-0.017	45.552	0.000

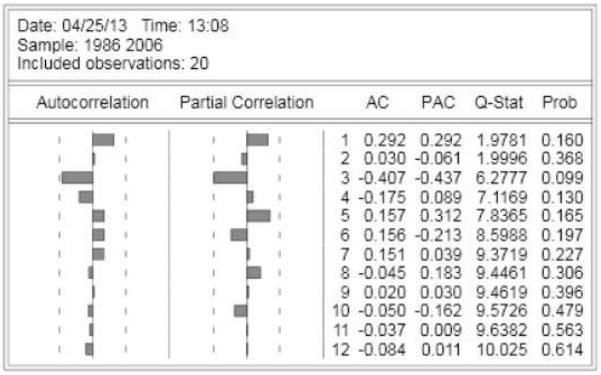
يلاحظ من الجدول (٢) بان قيمة اختبار Ljung-Box قد بلغت (٤٥,٥٥٢) وهي قيمة معنوية وذلك لكون القيمة الاحتمالية للاختبار والبالغة (٠,٠٠٠٠) اقل من مستوي المعنوية (٥٪) الامر الذي يؤدي الي رفض فرضية العدم القائلة بعدم وجود جذر الوحدة في السلسلة الزمنية للدخل القومي في العراق وهذا مؤشر علي عدم استقرارية السلسلة وما يؤكد ذلك هو ان الرسم البياني لدالة الارتباط الذاتي يقع خارج حدود الثقة لبعض الفجوات الزمنية لذلك تم اخذ الفروق الاولي واختبار جذر الوحدة لهذه السلسلة وكما يلي:

ثانيا: اختبار Ljung-Box لاستقرارية الفرق الاول لسلسلة الدخل القومي في العراق

لغرض اختبار استقرارية الفروق الاولي للسلسلة الزمنية لسلسلة الدخل القومي في العراق تم تطبيق دالة الارتباط الذاتي وكما مبين في الجدول التالي:

جدول (٣)
تقدير دالة الارتباط الذاتي بالنسبة للفروق الاولي لسلسلة الدخل القومي في العراق

Date: 04/25/13 Time: 13:08
Sample: 1986 2006
Included observations: 20



Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.292	0.292	1.9781	0.160
		2	0.030	-0.061	1.9996	0.368
		3	-0.407	-0.437	6.2777	0.099
		4	-0.175	0.089	7.1169	0.130
		5	0.157	0.312	7.8365	0.165
		6	0.156	-0.213	8.5988	0.197
		7	0.151	0.039	9.3719	0.227
		8	-0.045	0.183	9.4461	0.306
		9	0.020	0.030	9.4619	0.396
		10	-0.050	-0.162	9.5726	0.479
		11	-0.037	0.009	9.6382	0.563
		12	-0.084	0.011	10.025	0.614

The Scientific Journal of Cihan University – Sulaimanyia
ISSN 25207377– (Online), ISSN 25205102– (Print)
DOI / http://dx.doi.org/10.25098 /2.1.4
February 2018
Vol. (2) Issue (1)

يلاحظ من الجدول (٣) بان قيمة اختبار Ljung-Box قد بلغت (١٠,٠٢٥) وهي قيمة غير معنوية وذلك لكون القيمة الاحتمالية للاختبار والبالغة (٠,٦١٤) اكبر من مستوي المعنوية (٥٪) الامر الذي يؤدي الي قبول فرضية العدم القائلة بعدم وجود جذر الوحدة في السلسلة الزمنية للدخل القومي في العراق وهذا مؤشر علي استقرارية السلسلة لذلك تعتبر السلسلة الزمنية للدخل القومي في العراق متكاملة من الدرجة الاولي

ثالثا: اختبار ديكي- فولير الموسع لجذر الوحدة بالنسبة لسلسلة الدخل القومي في العراق

اضافة الي اختبار Ljung-Box لاستقرارية السلاسل الزمنية, تم استخدام اختبار ديكي- فولير الموسع وحسب الخطوات التالية:

جدول (٤)
نتائج اختبار ديكي- فولير الموسع لسلسلة الدخل القومي في العراق
للنموذج الثالث (وجود قاطع واتجاه عام)

	Null Hypothesis: S1 has a unit root			
	Exogenous: Constant, Linear Trend			
Prob.*	t-Statistic			
0.8674	-1.231555	Augmented Dickey-Fuller test statistic		
	-4.667883		1% level	Test critical values:
	-3.733200		5% level	
	-3.310349		10% level	
Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.2493	-1.231555	0.338139	-0.416436	S1(-1)
0.9582	-0.053839	0.352283	-0.018967	D(S1(-1))
0.9151	0.109619	0.284994	0.031241	D(S1(-2))
0.0297	-2.579746	0.282992	-0.730048	D(S1(-3))
0.1264	-1.684125	0.374527	-0.630750	D(S1(-4))
0.1021	-1.820117	10047943	-18288433	C
0.0452	2.324124	1195337.	2778113.	@TREND(1986)
5336475.	Mean dependent var		0.722465	R-squared
9998745.	S.D. dependent var		0.537442	Adjusted R-squared
34.60247	Akaike info criterion		6800306.	S.E. of regression
34.94048	Schwarz criterion		4.16E+14	Sum squared resid
34.61978	Hannan-Quinn criter.		-269.8198	Log likelihood
1.987666	Durbin-Watson stat		3.904732	F-statistic
			0.033476	Prob(F-statistic)

يلاحظ من الجدول (٤) ان القيمة الاحتمالية لاختبار ديكي- فولير الموسع قد بلغت (٠,٨٦٧٤) وهي اقل من مستوي المعنوية (٥٪) وهذا يعني قبول فرضية العدم التالية:

$H_0 : \lambda = 0$ و $\rho = 1$

أي ان السلسلة تمتلك جذر وحدة, بعد ذلك نقوم باختبار الفرضية التالية:

$H : \beta = 0$

والخاص بمعلمة الاتجاه الزمني, حيث نلاحظ ان القيمة المحسوبة للاختبار قد بلغت (٢,٣٢٤١٢٤) وهي اقل من القيمة الجدولية (٢,٥٨) وهذا ما يؤكد وجود جذر الوحدة في السلسلة, لذلك نقوم بالانتقال الي الصيغة الثانية للنموذج والمتضمنة وجود قاطع وذلك لاختبار فرضية العدم التالية:

The Scientific Journal of Cihan University – Sulaimanyia
ISSN 25207377– (Online), ISSN 25205102– (Print)
DOI / http://dx.doi.org/10.25098 /2.1.4
February 2018
Vol. (2) Issue (1)

$H_0 : \lambda = 0$ و $\rho = 1$

جدول (٥)
نتائج اختبار ديكي- فولير الموسع لسلسلة الدخل القومي في العراق
للنموذج الثاني (وجود قاطع)

	Null Hypothesis: S1 has a unit root			
		Exogenous: Constant		
Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)				
Prob.*	t-Statistic			
0.9988	1.598875	Augmented Dickey-Fuller test statistic		
	-3.886751		1% level	Test critical values:
	-3.052169		5% level	
	-2.666593		10% level	
Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.1358	1.598875	0.131872	0.210847	S1(-1)
0.8359	-0.211732	0.284848	-0.060311	D(S1(-1))
0.4037	-0.865608	0.277924	-0.240573	D(S1(-2))
0.0150	-2.835136	0.320871	-0.909714	D(S1(-3))
0.2674	1.163021	2760964.	3211057.	C
5024334.	Mean dependent var		0.480031	R-squared
9766413.	S.D. dependent var		0.306708	Adjusted R-squared
34.90042	Akaike info criterion		8131919.	S.E. of regression
35.14548	Schwarz criterion		7.94E+14	Sum squared resid
34.92478	Hannan-Quinn criter.		-291.6536	Log likelihood
2.452769	Durbin-Watson stat		2.769579	F-statistic
			0.076686	Prob(F-statistic)

يلاحظ من الجدول (٥) ان القيمة الاحتمالية قد بلغت (٠,٩٩٨٨) وهي اقل من مستوي المعنوية (٥٪) وهذا يعني قبول فرضية العدم التالية:

$H_0 : \lambda = 0$ و $\rho = 1$

لذلك نقوم باختبار فرضية العدم الخاصة بمعلمة القاطع والتي تكون:

H0:α=0

حيث يلاحظ من الجدول اعلاه ان القيمة المحسوبة والبالغة (١,١٦٣٠٢١) اقل من القيمة الجدولية (٢,٦١) لذلك نقوم بتقدير الصيغة الاولي والتي لا تتضمن وجود القاطع والاتجاه العام, حيث كانت النتائج كما يلي:

The Scientific Journal of Cihan University – Sulaimanyia
ISSN 25207377– (Online), ISSN 25205102– (Print)
DOI / http://dx.doi.org/10.25098 /2.1.4
February 2018
Vol. (2) Issue (1)

جدول (٦)
نتائج اختبار ديكي- فولير الموسع لسلسلة الدخل القومي في العراق
للنموذج الاول (عدم وجود قاطع واتجاه عام)

	Null Hypothesis: S1 has a unit root			
		Exogenous: None		
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)				
Prob.*	t-Statistic			
0.9966	2.670995	Augmented Dickey-Fuller test statistic		
	-2.685718		1% level	Test critical values:
	-1.959071		5% level	
	-1.607456		10% level	
Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.0151	2.670995	0.074799	0.199787	S1(-1)
4270944.	Mean dependent var		0.106220	R-squared
9149209.	S.D. dependent var		0.106220	Adjusted R-squared
34.83264	Akaike info criterion		8649656.	S.E. of regression
34.88243	Schwarz criterion		1.42E+15	Sum squared resid
34.84236	Hannan-Quinn criter.		-347.3264	Log likelihood
			1.675436	Durbin-Watson stat

يلاحظ من الجدول (٦) ان القيمة الاحتمالية قد بلغت (٠,٩٩٦٦) وهي اقل من مستوي المعنوية (٥٪) وهذا يعني قبول فرضية العدم التالية:

$H_0 : \lambda = 0$ و $\rho = 1$

ومعني ذلك ان الدخل القومي علي مستوي السلسلة الزمنية غير مستقرة, لذلك تم اخذ الفروق الاولي واجراء اختبار ديكي- فولير الموسع وكما يلي:

The Scientific Journal of Cihan University – Sulaimanyia
ISSN 25207377– (Online), ISSN 25205102– (Print)
DOI / http://dx.doi.org/10.25098 /2.1.4
February 2018
Vol. (2) Issue (1)

جدول (٧)
نتائج اختبار ديكي- فولير الموسع للفرق الاول لسلسلة الدخل القومي في العراق
للنموذج الثالث (وجود قاطع واتجاه عام)

	Null Hypothesis: D(S1) has a unit root			
	Exogenous: Constant, Linear Trend			
Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)				
Prob.*	t-Statistic			
0.0193	-4.289149	Augmented Dickey-Fuller test statistic		
	-4.667883		1% level	Test critical values:
	-3.733200		5% level	
	-3.310349		10% level	
	Augmented Dickey-Fuller Test Equation			
		Dependent Variable: D(S1,2)		
		Method: Least Squares		
Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.0016	-4.289149	0.714844	-3.066073	D(S1(-1))
0.0078	3.313982	0.531791	1.762345	D(S1(-1),2)
0.0066	3.411504	0.458339	1.563625	D(S1(-2),2)
0.0927	1.859105	0.379101	0.704788	D(S1(-3),2)
0.1790	-1.445255	5322652.	-7692587.	C
0.0136	2.987425	475795.7	1421404.	@TREND(1986)
1225181.	Mean dependent var		0.753505	R-squared
11468823	S.D. dependent var		0.630257	Adjusted R-squared
34.63321	Akaike info criterion		6973788.	S.E. of regression
34.92293	Schwarz criterion		4.86E+14	Sum squared resid
34.64805	Hannan-Quinn criter.		-271.0657	Log likelihood
1.910526	Durbin-Watson stat		6.113748	F-statistic
			0.007566	Prob(F-statistic)

يلاحظ من الجدول (٧) ان القيمة الاحتمالية لاختبار ديكي- فولير الموسع قد بلغت (٠,٨٦٧٤) وهي اقل من مستوي المعنوية (٥٪) وهذا يعني رفض فرضية العدم التالية:

$H_0 : \lambda = 0$ و $\rho = 1$

أي ان السلسلة لا تمتلك جذر وحدة, وهذا يعني ان سلسلة الفروق الاولي للدخل القومي في العراق تكون مستقرة.

رابعا: اختبار Ljung-Box لاستقرارية الانفاق الاستهلاكي في العراق

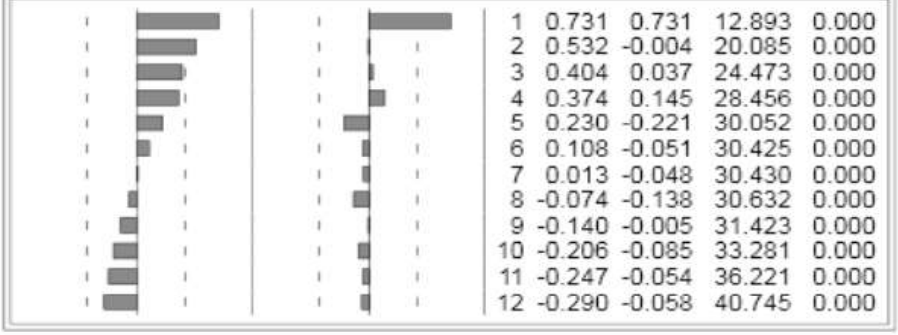
لغرض اختبار استقرارية السلسلة الزمنية لسلسلة الانفاق الاستهلاكي في العراق تم تطبيق دالة الارتباط الذاتي وكما مبين في الجدول التالي:

The Scientific Journal of Cihan University – Sulaimanyia
ISSN 25207377– (Online), ISSN 25205102– (Print)
DOI / http://dx.doi.org/10.25098 /2.1.4
February 2018
Vol. (2) Issue (1)

جدول (٨)

Correlogram of S2

Date: 04/25/13 Time: 13:12
Sample: 1986 2006
Included observations: 21



	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1			0.731	0.731	12.893	0.000
2			0.532	-0.004	20.085	0.000
3			0.404	0.037	24.473	0.000
4			0.374	0.145	28.456	0.000
5			0.230	-0.221	30.052	0.000
6			0.108	-0.051	30.425	0.000
7			0.013	-0.048	30.430	0.000
8			-0.074	-0.138	30.632	0.000
9			-0.140	-0.005	31.423	0.000
10			-0.206	-0.085	33.281	0.000
11			-0.247	-0.054	36.221	0.000
12			-0.290	-0.058	40.745	0.000

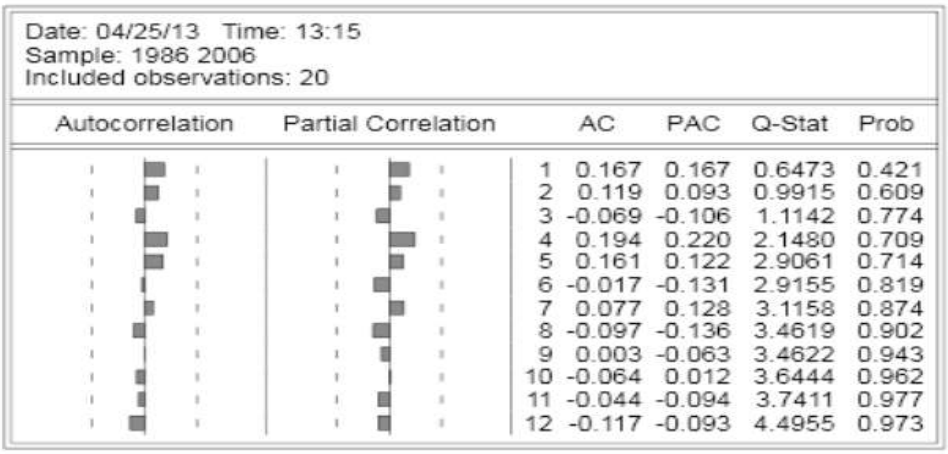
يلاحظ من الجدول (٨) بان قيمة اختبار Ljung-Box قد بلغت (٤٠,٧٤٥) وهي قيمة معنوية وذلك لكون القيمة الاحتمالية للاختبار والبالغة (0.0000) اقل من مستوي المعنوية (٥٪) الامر الذي يؤدي الي رفض فرضية العدم القائلة بعدم وجود جذر الوحدة في السلسلة الزمنية الانفاق الاستهلاكي في العراق وهذا مؤشر علي عدم استقرارية السلسلة وما يؤكد ذلك هو ان الرسم البياني لدالة الارتباط الذاتي يقع خارج حدود الثقة لبعض الفجوات الزمنية, لذلك تم اخذ الفروق الاولي واختبار جذر الوحدة لهذه السلسلة وكما يلي:

خامسا: اختبار Ljung-Box لاستقرارية الفرق الاول لسلسلة الانفاق الاستهلاكي في العراق

لغرض اختبار استقرارية السلسلة الزمنية للفرق الاول لسلسلة الانفاق الاستهلاكي في العراق تم تطبيق دالة الارتباط الذاتي وكما مبين في الجدول التالي:

جدول (٩)

Date: 04/25/13 Time: 13:15
Sample: 1986 2006
Included observations: 20



	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1			0.167	0.167	0.6473	0.421
2			0.119	0.093	0.9915	0.609
3			-0.069	-0.106	1.1142	0.774
4			0.194	0.220	2.1480	0.709
5			0.161	0.122	2.9061	0.714
6			-0.017	-0.131	2.9155	0.819
7			0.077	0.128	3.1158	0.874
8			-0.097	-0.136	3.4619	0.902
9			0.003	-0.063	3.4622	0.943
10			-0.064	0.012	3.6444	0.962
11			-0.044	-0.094	3.7411	0.977
12			-0.117	-0.093	4.4955	0.973

The Scientific Journal of Cihan University – Sulaimanyia
ISSN 25207377– (Online), ISSN 25205102– (Print)
DOI / http://dx.doi.org/10.25098 /2.1.4
February 2018
Vol. (2) Issue (1)

يلاحظ من الجدول (٩) بان قيمة اختبار Ljung-Box قد بلغت (٤,٤٩٥٥) وهي قيمة غير معنوية وذلك لكون القيمة الاحتمالية للاختبار والبالغة (٠,٩٧٣) اكبر من مستوي المعنوية (٥٪) الامر الذي يؤدي الي قبول فرضية العدم القائلة بعدم وجود جذر الوحدة في السلسلة الزمنية الانفاق الاستهلاكي في العراق وهذا مؤشر علي استقرارية السلسلة وما يؤكد ذلك هو ان الرسم البياني لدالة الارتباط الذاتي يقع داخل حدود الثقة لأغلب الفجوات الزمنية لذلك تعتبر السلسلة الزمنية للإنفاق الاستهلاكي متكاملة من الدرجة الاولي.

سادسا: اختبار ديكي- فولير الموسع لجذر الوحدة بالنسبة لسلسلة الانفاق الاستهلاكي في العراق

تم استخدام اختبار ديكي- فولير الموسع بالنسبة للنموذج الثالث والذي يتضمن القاطع مع الاتجاه العام وذلك لاختبار فرضية العدم التالية:

$H_0 : \lambda = 0$ و $\rho = 1$

حيث كانت النتائج كما يلي:

جدول (١٠)
نتائج اختبار ديكي- فولير الموسع لسلسلة الانفاق الاستهلاكي في العراق
للنموذج الثالث (وجود قاطع واتجاه عام)

	Null Hypothesis: S1 has a unit root			
	Exogenous: Constant, Linear Trend			
Lag Length: 4 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)				
Prob.*	t-Statistic			
0.9998	1.203035	Augmented Dickey-Fuller test statistic		
	-4.667883		1% level	Test critical values:
	-3.733200		5% level	
	-3.310349		10% level	
	Augmented Dickey-Fuller Test Equation			
		Dependent Variable: D(S1)		
		Method: Least Squares		
		Date: 07/31/12 Time: 21:40		
		Sample (adjusted): 1991 2006		
	Included observations: 16 after adjustments			
Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.2597	1.203035	0.281538	0.338700	S1(-1)
0.0025	-4.144428	0.403870	-1.673810	D(S1(-1))
0.0012	-4.623273	0.488046	-2.256372	D(S1(-2))
0.0012	-4.628855	0.617542	-2.858512	D(S1(-3))
0.1193	-1.721286	0.957569	-1.648249	D(S1(-4))
0.0193	-2.843675	1052431.	-2992773.	C
0.0070	3.475605	137053.8	476344.9	@TREND(1986)
716463.0	Mean dependent var		0.831991	R-squared
1127249.	S.D. dependent var		0.719986	Adjusted R-squared
29.73518	Akaike info criterion		596499.5	S.E. of regression
30.07319	Schwarz criterion		3.20E+12	Sum squared resid
29.75249	Hannan-Quinn criter.		-230.8814	Log likelihood
1.810878	Durbin-Watson stat		7.428120	F-statistic
			0.004347	Prob(F-statistic)

The Scientific Journal of Cihan University – Sulaimanyia
ISSN 25207377– (Online), ISSN 25205102– (Print)
DOI / http://dx.doi.org/10.25098 /2.1.4
February 2018
Vol. (2) Issue (1)

يلاحظ من الجدول (١٠) ان القيمة الاحتمالية لاختبار ديكي- فولير الموسع قد بلغت (٠,٩٩٩٨) وهي اقل من مستوي المعنوية (٥٪) وهذا يعني قبول فرضية العدم التالية:

$\lambda = 0$ و $\rho = 1$

أي ان السلسلة تمتلك جذر وحدة, بعد ذلك نقوم باختبار الفرضية التالية:

H :β= 0

والخاص بمعلمة الاتجاه الزمني, حيث نلاحظ ان القيمة المحسوبة للاختبار قد بلغت (٣,٤٧٥٦٠٥) وهي اكبر من القيمة الجدولية (٢,٥٨) تحت مستوي (٥٪) لذلك نعيد اختبار الفرضية التالية:-

H0 : $\lambda = 0$ و $\rho = 1$

وذلك باستخدام اختبار t في ظل التوزيع الطبيعي المعتدل, حيث نلاحظ ان القيمة الاحتمالية لاختبار t والبالغة (٠,٢٥٩٧) اكبر من مستوي المعنوية (٥٪) وهو ما يعني قبول فرضية العدم القائلة بوجود جذر وحدة في السلسلة, لذلك تم اخذ الفروق الاولي واجراء اختبار ديكي- فولير الموسع وكما موضح بالجدول التالي:

جدول (١١)
نتائج اختبار ديكي- فولير الموسع للفرق الاول لسلسلة الانفاق الاستهلاكي في العراق للنموذج الثالث (وجود قاطع واتجاه عام)

	Null Hypothesis: D(S1) has a unit root			
	Exogenous: Constant, Linear Trend			
Lag Length: 4 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)				
Prob.*	t-Statistic			
0.2866	-2.594540	Augmented Dickey-Fuller test statistic		
	-4.728363		1% level	Test critical values:
	-3.759743		5% level	
	-3.324976		10% level	
	Augmented Dickey-Fuller Test Equation			
		Dependent Variable: D(S1,2)		
		Method: Least Squares		
		Date: 07/31/12 Time: 21:43		
Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.0319	-2.594540	2.648973	-6.872866	D(S1(-1))
0.1021	1.845721	2.442169	4.507562	D(S1(-1),2)
0.2531	1.231541	2.063406	2.541169	D(S1(-2),2)
0.9794	-0.026630	1.504914	-0.040076	D(S1(-3),2)
0.2004	-1.395269	0.754377	-1.052559	D(S1(-4),2)
0.0444	-2.381875	1401372.	-3337892.	C
0.0227	2.814190	177413.7	499275.7	@TREND(1986)
176586.1	Mean dependent var		0.930751	R-squared
1448599.	S.D. dependent var		0.878813	Adjusted R-squared
29.40439	Akaike info criterion		504284.4	S.E. of regression
29.73482	Schwarz criterion		2.03E+12	Sum squared resid
29.40087	Hannan-Quinn criter.		-213.5329	Log likelihood
1.954158	Durbin-Watson stat		17.92073	F-statistic
			0.000308	Prob(F-statistic)

The Scientific Journal of Cihan University – Sulaimanyia
ISSN 25207377– (Online), ISSN 25205102– (Print)
DOI / http://dx.doi.org/10.25098 /2.1.4
February 2018
Vol. (2) Issue (1)

يلاحظ من الجدول (١١) ان القيمة الاحتمالية لاختبار ديكي- فولير الموسع قد بلغت (٠,٢٨٦٦) وهي اكبر من مستوي المعنوية (٥٪) وهذا يعني قبول فرضية العدم التالية:

$H_0 : \lambda = 0$ و $\rho = 1$

أي ان السلسلة تمتلك جذر وحدة, بعد ذلك نقوم باختبار الفرضية التالية:

H0: β =0

والخاص بمعلمة الاتجاه الزمني, حيث نلاحظ ان القيمة المحسوبة للاختبار قد بلغت (٢,٨١٤١٩٠) وهي اكبر من القيمة الجدولية (٢,٥٨) تحت مستوي (٥٪) لذلك نعيد اختبار الفرضية التالية:-

$H_0 : \lambda = 0$ و $\rho = 1$

وذلك باستخدام اختبار t في ظل التوزيع الطبيعي المعتدل, حيث نلاحظ ان القيمة الاحتمالية لاختبار t والبالغة (٠,٠٢٢٧) اقل من مستوي المعنوية (٥٪) وهو ما يعني رفض فرضية العدم القائلة بوجود جذر وحدة في السلسلة, لذلك تعتبر سلسلة الفروق الاولي للانفاق الاستهلاكي في العراق مستقرة.

سابعا: اختبار Ljung-Box لاستقرارية بواقي انحدار الانفاق الاستهلاكي علي الدخل القومي

لغرض اختبار مدي تطبيق نموذج تصحيح الخطأ، تم استخدام اختبار دالة الارتباط الذاتي لبواقي انحدار الانفاق الاستهلاكي علي الدخل القومي وكما يلي:

جدول (٦)
اختبار دالة الارتباط الذاتي لبواقي انحدار الانفاق الاستهلاكي علي الدخل القومي

Correlogram of D(S1)

Date: 04/25/13 Time: 13:17
Sample: 1986 2006
Included observations: 20

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.292	0.292	1.9781	0.160
		2	0.030	-0.061	1.9996	0.368
		3	-0.407	-0.437	6.2777	0.099
		4	-0.175	0.089	7.1169	0.130
		5	0.157	0.312	7.8365	0.165
		6	0.156	-0.213	8.5988	0.197
		7	0.151	0.039	9.3719	0.227
		8	-0.045	0.183	9.4461	0.306
		9	0.020	0.030	9.4619	0.396
		10	-0.050	-0.162	9.5726	0.479
		11	-0.037	0.009	9.6382	0.563
		12	-0.084	0.011	10.025	0.614

يلاحظ من الجدول (٦) بان قيمة اختبار Ljung-Box قد بلغت (١٠,٠٢٥) وهي قيمة غير معنوية وذلك لكون القيمة الاحتمالية للاختبار والبالغة (٠,٦١٤) اكبر من مستوي المعنوية (٥٪) الامر الذي يؤدي الي قبول فرضية العدم القائلة بعدم وجود جذر الوحدة في السلسلة الزمنية للبواقي وهذا مؤشر علي استقرارية السلسلة وما يؤكد ذلك هو ان الرسم البياني لدالة الارتباط الذاتي يقع داخل حدود الثقة لأغلب الفجوات الزمنية لذلك تعتبر السلسلة الزمنية للبواقي متكاملة من الدرجة صفر.

The Scientific Journal of Cihan University – Sulaimanyia
ISSN 25207377– (Online), ISSN 25205102– (Print)
DOI / http://dx.doi.org/10.25098 /2.1.4
February 2018
Vol. (2) Issue (1)

يتضح من النتائج السابقة بان كل من المتغيرين الدخل القومي والانفاق الاستهلاكي يتصفان بخاصية التكامل المشترك من الدرجة الاولي وان سلسلة البواقي لانحدار الانفاق الاستهلاكي علي الدخل القومي متكاملة من الدرجة صفر وهذا يعني امكانية تطبيق نموذج تصحيح الخطأ حيث كانت النتائج لهذا النموذج كما يلي:

١- استخراج بواقي انحدار الانفاق الاستهلاكي علي الدخل القومي والتي تسمي حد تصحيح الخطأ والموضحة بالجدول التالي:

جدول(٧)
بواقي انحدار الانفاق الاستهلاكي علي الدخل القومي

obs	Actual	Fitted	Residual	Residual Plot
1986	1304.00	-33976.1	35280.1	
1987	1584.00	-33639.6	35223.6	
1988	1748.90	-33427.8	35176.7	
1989	1836.70	-33315.8	35152.5	
1990	7147.30	-29505.3	36652.6	
1991	4878.90	-30901.5	35780.4	
1992	14185.7	-22954.8	37140.5	
1993	41828.2	-128.454	41956.7	
1994	217368.	146989.	70379.3	
1995	886250.	700210.	186040.	
1996	857072.	679184.	177888.	
1997	1660246	1641347	18899.2	
1998	1883843	1866609	17234.0	
1999	2479138	3940375	-1461237	
2000	3262545	5872992	-2610447	
2001	4293510	4617639	-324130.	
2002	5641859	4358061	1283799	
2003	3889758	3224233	665526.	
2004	6388243	5909568	478675.	
2005	8824032	8301047	522985.	
2006	1.1E+07	1.1E+07	682026.	

٢- نقوم بإيجاد تقدير الانحدار التالي:

$$\Delta y_t = \beta_0 + \sum_{j=1}^{k} \beta_j \Delta x_{t-j} + \theta e_{t-j} + Z_t$$

حيث ان:

K: يمثل عدد الفجوات الزمنية

Δy_t : الفرق الاول للمتغير التابع (الانفاق الاستهلاكي)

Δx_{t-j} : الفرق الاول للمتغير التفسيري (الدخل القومي) عند الفجوة الزمنية j

θ : معامل سرعة التعديل وهو يشير الي مقدار التغير في المتغير التابع نتيجة لانحراف قيمة المتغير المستقل في الاجل القصير عن قيمته التوازنية في الاجل الطويل بمقدار وحدة واحدة , ويتوقع ان يكون هذا المعامل سالبا لأنه يشير للمعدل الذي تتجه به العلاقة قصيرة الاجل نحو العلاقة طويلة الاجل

The Scientific Journal of Cihan University – Sulaimanyia
ISSN 25207377– (Online), ISSN 25205102– (Print)
DOI / http://dx.doi.org/10.25098 /2.1.4
February 2018
Vol. (2) Issue (1)

جدول(٨)
نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ

		Dependent Variable: D(S2)		
		Method: Least Squares		
Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.3388	0.984288	164787.8	162198.6	C
0.0000	5.497306	0.016945	0.093153	D((S1))
0.0627	-1.991612	0.197501	-0.393346	S3(-1)
573462.5	Mean dependent var		0.644333	R-squared
1043686.	S.D. dependent var		0.602490	Adjusted R-squared
29.76936	Akaike info criterion		658026.9	S.E. of regression
29.91872	Schwarz criterion		7.36E+12	Sum squared resid
29.79852	Hannan-Quinn criter.		-294.6936	Log likelihood
1.466318	Durbin-Watson stat		15.39879	F-statistic
			0.000153	Prob(F-statistic)

يلاحظ من الجدول (٨) بان تقدير معامل الدخل القومي قد بلغ (٠,٠٩٣١٥٣) وهي كمية موجبة وهذه نتيجة منطقية , اذ ان معامل الدخل القومي يجب ان يكون محصورا بين الصفر والواحد الصحيح وان الحد الثابت هو اكبر من الواحد الصحيح.

المبحث الرابع
الاستنتاجات والتوصيات

اولا: الاستنتاجات :

١- ان كل من سلسلة الانفاق الاستهلاكي والدخل القومي متكاملة من الدرجة الاولي
٢- ان الدخل القومي يفسر حوالي (٦٤,٤٪) من التغيرات الحاصلة في الانفاق الاستهلاكي اما النسبة المتبقية والبالغة (٣٥,٦٪) فهي تعود الي عوامل خارجية غير مفسرة وموجودة ضمن عنصر الخطأ العشوائي
٣- امكانية تطبيق نموذج تصحيح الخطأ وذلك لكون المتغيرات الخاصة بالبحث تمتلك خاصية التكامل المشترك

ثانيا: التوصيات:

ضرورة موازنة مساهمة الدخل القومي في الانفاق الاستهلاكي وذلك من خلال التقليل من سعر الفائدة الامر الذي يؤدي الي انخفاض الادخار والتقليل من مقدار التغير في المتغير التابع (الانفاق الاستهلاكي) نتيجة لانحراف قيمة المستقل (الدخل القومي) في الاجل القصير عن قيمته التوازنية في الاجل الطويل.

The Scientific Journal of Cihan University – Sulaimanyia
ISSN 25207377– (Online), ISSN 25205102– (Print)
DOI / http://dx.doi.org/10.25098 /2.1.4
February 2018
Vol. (2) Issue (1)

المصادر

١- الكسواني , د. ممدوح الخطيب « الطلب علي النقود في سوريا – باستخدام نموذج تصحيح الخطأ والتكامل المشترك « ٢٠٠١ كلية العلوم الادارية – جامعة الملك سعود.
٢- المصبح , عماد الدين « العوامل المؤثرة في البطالة في الجمهورية العربية السورية « دراسة تطبيقية باستخدام منهجية التكامل المشترك « ٢٠٠٨ مصر .
٣- 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 .
٤- د. ايهاب « دراسة الجدوي الاقتصادية وتقييم المشروعات»
٥- شعراوي , د. سمير مصطفي « مقدمة في التحليل الحديث للسلاسل الزمنية « ٢٠٠٥ كلية العلوم – جامعة الملك عبد العزيز , المملكة العربية السعودية .
٦- صالح , اويابة « اثر التغير في سعر الصرف علي التوازن الاقتصادي – دراسة حالة الجزائر ١٩٩٠-٢٠٠٩» ٢٠١١ الجمهورية الجزائرية الديموقراطية الشعبية , وزارة التعليم العالي والبحث العلمي – المركز الجامعي بغرداية
٧- عباس يحيي خضر المندلاوي «إمكانات السياسة النقدية في تشجيع الاستثمار المحلي في العراق للمدة (١٩٨٠-٢٠٠٣)» ٢٠٠٤ رسالة ماجستير في الاقتصاد, بغداد.
٨- د.عطية ,عبد القادر محمد عبد القادر» الحديث في الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق « ٢٠٠٤ مكة المكرمة .
٩- د. محمد , شيخي « طرق الاقتصاد القياسي محاضرات وتطبيقات « ٢٠١٢ الاردن .
10. Enders ,Walter «Applied econometrics time series»
11- E.William»Using eviews for undergraduate econometrics» 2001,2nd