منهجية التكامل المشترك لتقدير دالة الاستثمار في العراق

ا.م. احمد سلطان محمد
كلية الادارة والاقتصاد / جامعة ديالى

ملخص البحث :-

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 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(I(0. 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، حيث كان الباحثون يقومون بإجراء الدراسات التطبيقية دون مراعاة خصائص السلاسل الزمنية المستخدمة قبل إجراء التقدير، وتم قبول نتائج هذه الاختبارات والتسليم بمعنوية المقدرات على أساس انطباق نظرية الاستدلال الإحصائي على 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 على 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 على 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 على 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 مشترك Co- Integration . وفي حالة كون ان المتغيرات لها صفة التكامل المشترك , يكون النموذج الملائم في التقدير هو نموذج تصحيح الخطا . وعلى هذا الاساس قام الباحث بتطبيق منهجية التكامل المشترك في تقدير دالة الاستثمار في العراق والممثلة بالخطوات التالية :

- استخدام اختبار دالة الارتباط الذاتي للكشف عن عدم استقرارية السلسلة الزمنية
- تطبيق منهجية جوهانسون – جوسيليوس لاختبار التكامل المشترك
- تطبيق نموذج تصحيح الخطا في حالة اتصاف المتغيرات بخاصية التكامل المشترك

الكلمات الرئيسية في البحث / التكامل المشترك – منهجية جوهانسون

منهجية التكامل المشترك لتقدير دالة الاستثمار في العراق
ا.م. احمد سلطان محمد

1-1 المقدمة:-

يرى البعض أن الاستثمار يعني " التضحية بمنفعة حالية يمكن تحقيقها من إشباع استهلاكي حالي من اجل الحصول على منفعة مستقبلية يمكن الحصول عليها من استهلاك مستقبلي أكبر". والبعض الأخر يعرف الاستثمار بأنه "التخلي عن استخدام أموال حالية ولفترة زمنية معينة من اجل الحصول على 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 على عائد معقول مقابل تحمل عنصر المخاطرة [7]. وعلى هذا الأساس يمكن القول أن الاستثمار يختلف عن الادخار الذي يعني " الامتناع عن جزء من الاستهلاك الحالي من اجل الحصول على مزيد من الاستهلاك في المستقبل "، ويختلف الادخار عن الاستثمار بأن الادخار لا يحتمل أي درجة من المخاطرة [6].

ترى النظرية الكينزية، وبقدر تعلق الامر بعلاقة الاستثمار بالدخل، ان الناتج القومي يعتمد على حجم الاستثمار وامتداداته، مؤكدة بذلك على 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 أكد على ان الزيادة المستمرة في التراكم تؤدي الى زيادة في الطاقة الانتاجية، وعلى 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 على 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
بناءً على 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 لاستثمار، 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 للاستثمار الصافي الذي يحدده المعجل سيكون موجباً عند زيادة الدخل ومساوياً للصفر بثبات الدخل وسالباً عند انخفاضه [6].

2-1 هدف البحث:

يهدف البحث الى تطبيق منهجية التكامل المشترك باستخدام اختبار جوهانسون – جوسيليوس وبالتالي اختبار مدى امكانية تطبيق نموذج تصحيح الخطا في التقدير

3-1 فرضيات البحث

يتضمن البحث اختبار فرضيات العدم التالية:
H_{01}: ان السلاسل الزمنية للمتغيرات المستخدمة في البحث تكون غير مستقرة
H_{02}: ان السلاسل الزمنية للمتغيرات المستخدمة لا تتصف بخاصية التكامل المشترك

4-1 اطار البحث:

تم تطبيق هذا البحث لبعض المؤشرات الخاصة بالاقتصاد العراقي للفترة (1984-2001) والتي تم الحصول عليها من وزارة التخطيط، الجهاز المركزي للإحصاء، مديرية الحسابات القومية. البنك المركزي العراقي.

5-1 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 على حجم الائتمان المصرفي وبالتالي على عرض النقد [6].

- عرض النقد

يشير مفهوم عرض النقد M_1 الى صافي العملة في التداول مضافاً اليها الودائع الجارية (Demand deposits) وهي ودائع تلتزم المصارف بدفعها للشخص عند الطلب، ولا تدفع فوائد على هذا النوع من الودائع وتستعمل لتسوية الالتزامات عن طريق التعامل بالشيكات ولا تحتسب على المودعين فوائد الا عندما تبلغ مقداراً معيناً (ولكن يمكن ان تتقاضى رسوماً إذا قل الرصيد عن مبلغ معين) [4]

جدول (1)

بيانات عن المتغيرات الأقتصادية للأقتصاد العراقي للمدة من (1984-2001) 100 =1988 بملايين الدنانير

السنوات	اجمالي تكوين رأس المال الثابت بالاسعار الثابتة	عرض النقد	سعر الفائدة (سعر اعادة الخصم لدى البنك المركزي العراقي)
1984	6066.06	5499.90	6.13
1985	5424.83	5777.00	6.13
1986	3269.36	6736.60	6.13
1987	3953.52	8316.70	6.13
1988	4396.60	9848.00	6.13
1989	5840.53	11868.20	6.13
1990	4700.03	15359.30	6.13
1991	597.64	24670.00	6.13
1992	568.45	43909.00	6.13
1993	728.42	86430.00	6.50
1994	448.12	23890.10	6.50
1995	309.66	705064.0	7.25
1996	139.83	960503.0	7.25
1997	235.86	1038097	7.25
1998	326.10	1351876	7.25
1999	464.02	1483836	7.35
2000	897.55	1728006	7.35
2001	1456.55	2159089	7.35

2-1 مفهوم استقرارية (سكون) السلاسل الزمنية

هناك افتراض شائع في العديد من اساليب تحليل السلاسل الزمنية الا وهو ان البيانات تكون مستقرة , وعملية الاستقرار تعني ان المتوسط والتباين وتراكيب الارتباط الذاتي لا تتغير مع الزمن . وفي حالة غياب صفة الاستقرار للسلاسل الزمنية , فان الانحدار الذي نحصل عليه بين متغيرات السلسلة الزمنية غالبا ما يكون زائفا Spurious . ومن المؤشرات الاولية التي تدل على ان الانحدار المقدر من بيانات سلسلة زمنية غير مستقرة يكون زائف هو كبر معامل التحديد وزيادة المعنوية الاحصائية للمعلمات المقدرة بدرجة كبيرة مع وجود ارتباط تسلسلي ذاتي يظهر في قيمة معامل ديربن – واتسون D.W. , ويرجع هذا الا ان البيانات غالبا ما يكون لها عامل الاتجاه Trend الذي يعكس ظروفا معينة تؤثر على جميع المتغيرات فتجعلها تتغير في نفس الاتجاه بالرغم من عدم وجود علاقة حقيقية تربط بينها . ويحدث هذا غالبا في موجات الرواج وموجات الكساد او الركود التي تجتاح المجتمعات .

ان وجود اتجاه عام بالتزايد او التناقص في بيانات السلسلة الزمنية لا يمكننا من الاعتماد على قيمة المتوسط في التنبؤ , ففي حالة الاتجاه العام المتزايد لا يمكن استخدام قيمة متوسطة واحدة للتعبير عن جميع قيم السلسلة سواء اكانت القيم المنخفضة في بداية السلسلة ام في نهايتها . حيث ان الاعتماد في هذه الحالة على القيمة المتوسطة في التنبؤ سوف يعطي قيما اقل من الواقع , اما في حالة الاتجاه العام المتناقص فان الاعتماد على القيمة المتوسطة في التنبؤ يعطي قيما اعلى من الواقع [3].

2-1-1 خصائص الاستقرار (السكون)

المقصود بأستقرارية السلسلة الزمنية إنّ مشاهداتها تتذبذب بشكل عشوائي حول المتوسط ، وتكون على نوعين:

1. الاستقرارية التامة Strictly stationary :

يقال للسلسلة الزمنية $(Y_t\ ;\ t=1,2,\dots,n)$ بانها مستقرة استقرارية تامة إذا كان التوزيع المشترك لأية مجموعة من المشاهدات لا يتأثر بإزاحة كل الفترة الزمنية للمشاهدات الى الامام او الى الخلف بأية كمية صحيحة اي ان [10] :

$$\Pr\,(Y_{t_1}, Y_{t_2}, \dots, Y_{t_m}) = \Pr\,(Y_{t_1+k}, Y_{t_2+k}, \dots, Y_{t_m+k}) \quad \dots\dots\dots(1)$$

بحيث ان :-

t_m : تمثل اية فئة زمنية

k : تمثلمقداراً ثابتاً.

وبمعنى اخر أن تغير الزمن بمقدار (k) ليس له تأثير في التوزيع الاحتمالي المشترك للسلسلة، بل يعتمد التوزيع المشترك على الزمن $(t_1,t_2,\dots,t_n)$ فقط.

2. الأستقرارية الضعيفة او من الدرجة الثانية Weakly or Second – order stationary :

يقال للسلسلة الزمنية $(Y_t\ ;\ t=1,2,\dots,n)$ بأنّها ذات استقرارية من الدرجة الثانية اذا تحققت الشروط الآتية :

$$1)\quad E(Y_t) = \mu \quad \dots\dots\dots(2)$$

بحيث ان μ هو متوسط العملية العشوائية ويكون ثابتاً ولا يعتمد على قيم t والذي يقدر من مشاهدات السلسلة الزمنية وكما يلي :

$$\hat{\mu} = \bar{Y} = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n} Y_t \quad \dots\dots\dots\dots\dots(3)$$

2) تباين السلسلة الزمنية يكون ثابتاً أي ان :-

$$\mathrm{var}(Y_t) = E(Y_t-\mu)^2 = \sigma_y^2 = \gamma_o \quad \dots\dots\dots\dots\dots(4)$$

بحيث ان: -

γ_o : يمثل تباينالعملية العشوائية ويكون ثابتاً ولا يعتمد على قيم t والذي يقدر من مشاهدات السلسلة الزمنية وكما يلي:

$$\hat{\gamma}_o = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n}(Y_t-\bar{Y})^2 \quad \dots\dots\dots\dots\dots(5)$$

3) التباين المشترك للسلسلة الزمنية او (التغاير الذاتي)

$$\operatorname{cov}(Y_t, Y_{t+k}) = \mathrm{E}(Y_t-\mu)(Y_{t+k}-\mu) = \gamma_k \quad ....(6)$$

بحيث ان :-

γ_k :- يمثل التغاير الذاتي Auto covariance للعملية العشوائية عند الازاحة k (Lag k)ويكون ثابتاً لا يعتمد على قيم t لجميع القيم الصحيحة الى k والذي يقدر من مشاهدات السلسلة الزمنية كما يلي:

$$\hat{\gamma}_k = \frac{1}{n}\sum_{t+1}^{n}(Y_t-\bar{Y})(Y_{t+k}-\bar{Y}) \quad ....(7)$$

بحيث ان :-

$$\bar{Y} = \frac{\sum_{t=1}^{T} Y_t}{T} \quad ------------------(8)$$

إنّ المجموعة $(\gamma_k\ ;\ k=0,\pm1,...)$ تسمى بدالة التغاير الذاتي Auto covariance function.

وقد سميت السلسلة ذات الاستقرارية الضعيفة بالسلسلة ذات الاستقرارية من الدرجةالثانية، لانّ كلاً من العزمين الاول والثاني يكونا موجودين وثابتين مع الزمن وإنّ التغاير الذاتي يعتمد على الازاحة (k) فقط.

2-2 الاساليب القياسية المستخدمة في اختبار استقرارية السلسلة الزمنية

يوجد هنالك عدد من المعايير التي تستخدم في اختبار صفة الاستقرار او السكون في السلسلة , ومن هذه الاساليب تم استخدام اختبار دالة الارتباط الذاتي [11] :-

1-2-2 دالة الارتباط الذاتي Autocorrelation function (ACF)

تعرف دالة الارتباط الذاتي بانها مقياس لدرجة العلاقة بين قيم السلسلة مع نفسها لفترة زمنية مزاحة مختلفة، تعد الارتباطات الذاتية صفة مميزة للعملية العشوائية فلها اهمية كبيرة؛ لانها احدى اساليب تحديد فيما اذا كانت العملية العشوائية مستقرة اولاً، فاذا كانت كذلك فيتم اختيار احد النماذج المناسبة من مجموع نماذج العمليات العشوائية المستقرة.

إن الصيغة الرياضية لايجاد دالة الارتباط الذاتي للعملية العشوائية عند الازاحة k هي:

$$\rho_k = \frac{\operatorname{cov}(Y_t, Y_{t+k})}{\sqrt{\operatorname{var}(Y_t)\ \operatorname{var}(Y_{t+k})}} = \frac{\mathrm{E}(Y_t-\mu)(Y_{t+k}-\mu)}{\sqrt{\mathrm{E}(Y_t-\mu)^2\ \ \mathrm{E}(Y_{t+k}-\mu)^2}} \quad ....(9)$$

وعندما تكون العملية العشوائيةمستقرة فإنّ المتوسط والتباين يكونان ثابتين ومتساويين لكلّ الفترات , أي ان

$$\sigma_{Y_t} = \sigma_{Y_{t+k}}$$

وعليه فان :-

$$\rho_k = \frac{\operatorname{cov}(Y_t, Y_{t+k})}{\sigma_{Y_t}\cdot\sigma_{Y_{t+k}}}$$

ولذلك تكون الحصيلة كالآتي:

$$\rho_k = \frac{\mathrm{E}(Y_t-\mu)(Y_{t+k}-\mu)}{\sigma_Y^2} = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} \quad .... (10)$$

لأنّ التباين ثابت للسلسلة المستقرة واحتمال توزيعها ثابت , لذلك فان :

$$\gamma_0 = E(Y_t - \mu)^2$$

وتقديره هو :

$$\gamma_0 = \frac{1}{N}\sum_{t=1}^{N}(Y_t - \overline{Y})^2$$

لأنّ :

$$\overline{Y} = \frac{1}{N}\sum_{t=1}^{N} Y_t$$

علما ان :

$$\rho_0 = \gamma_0 / \gamma_0 = 1$$

والسلسلة المستقرة تحتوي المشاهدات $(Y_1,Y_2,\ldots,Y_n)$ لـ n من الازمنة المتعاقبة وتكون مصفوفة التباين الذاتي المشترك كما يأتي :

$$\Gamma_n = \begin{bmatrix} \gamma_0 & \gamma_1 & . & . & . & \gamma_{n-1} \\ \gamma_1 & \gamma_0 & . & . & . & \gamma_{n-2} \\ . & . & . & . & . & . \\ . & . & . & . & . & . \\ . & . & . & . & . & . \\ \gamma_{n-1} & \gamma_{n-2} & . & . & . & \gamma_0 \end{bmatrix} \qquad \text{.......... ....}(11)$$

$$\Gamma_n = \sigma_Y^2 \begin{bmatrix} 1 & \rho_1 & . & . & . & \rho_{n-1} \\ \rho_1 & 1 & . & . & . & . \\ . & . & . & . & . & . \\ . & . & . & . & . & . \\ . & . & . & . & . & . \\ \rho_{n-1} & \rho_{n-2} & . & . & . & 1 \end{bmatrix} = \sigma_Y^2 R_n \qquad \text{.......... ......}(12)$$

لأنّ $\gamma_\kappa = \sigma_Y^2 \rho_k$ ، وان R_n هي مصفوفة الارتباط الذاتي وان كلا من Γ_n ، R_n مصفوفة متماثلة وكلاهما (positive definite) وتقدير دالة الارتباط الذاتي لفترات الازاحة (k) هو:

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0}$$

$$\rho_k = \frac{\sum_{t=1}^{N-k} (Y_t - \bar{Y})(Y_{t+k} - \bar{Y})}{\sum_{t=1}^{N-k} (Y_t - \bar{Y})^2}$$

$$\rho_k = \frac{\sum_{t=k+1}^{N} (Y_t - \bar{Y})(Y_{t+k} - \bar{Y})}{\sum_{t=1}^{N} (Y_t - \bar{Y})^2} \quad ....\ .(13)$$

بحيث ان N هو حجم السلسلة الزمنية المشاهدة.
واذا كانت السلسلة المستقرة فإنّ (k) يمكن ان يأخذ اي قيمة بين $[-N, N]$.
وتستخدم دالة الارتباط الذاتي كقاعدة اولية لبناء الانموذج الاحتمالي وهو من الدوال المفيدة في كثير من الحالات ؛ لانّها تعطي صورة جزئية للسلسلة الزمنية عندما تزداد فترات الازاحة.

2-2 -2 الخصائص العامة لدالة الارتباط الذاتي:

تمتاز دالة الارتباط الذاتي ببعض الخصائص نذكر منها ما يلي :-

1. $\rho_0 = 1$ (

2) ان دالة الارتباط الذاتي تتلف من دالة الحدث لفترات ازاحة اذ أنّ :

$$|\rho_k| = |\rho_{-k}|$$

3 لكل قيم $|\rho_k \leq 1|$ $(k$.

4) ان مصفوفة الارتباط الذاتي هي (positive semidefinite)التي تعني أنّ جميع محيدداتها موجبة او تساوي صفراً.

5 اذا كانت السلسلة مستقرة فإنّ ρ_k يجب ان تكون دالة مستقرة لفترات الازاحة (k) .

لقد بين كلٌّ من (Anderson) عام 1942 و (Bartlett) عام 1946 و (Quenouille) عام 1949إنّ معاملات الارتباط الذاتي توزع توزيعاً طبيعياً تقاربياً وهي:

$$\rho_k \sim N(0, \frac{1}{\sqrt{N}})$$

بحيث ان N هي حجم السلسلة الزمنية.

2-2 -3 تحليل الارتباط الذاتي Auto Correlation Analysis:

يمكن الاستفادة من تحليل الارتباط الذاتي في هذه المجالات: [5]

1. بواسطة معاملات الارتباط الذاتي يمكن تحديد فيما اذا كانت مجموعة المشاهدات عشوائية ام غير عشوائية إذ يتم أختيار معاملات الارتباط الذاتي لفترات الازاحة العديدة لمعرفة مدى اختلافها معنوياً عن الصفر وكذلك عن طريق رسم معاملات الارتباط الذاتي لتحديد وجود الاتجاه (Trend) او عدم وجوده في المشاهدات وبعد ايجاد الانموذج الملائم للسلسلة، يمكن حساب معاملات الارتباط الذاتي لسلسلة البواقي (الاخطاء) (Residual) لتحديد مدى عشوائيتها.

2. وجود الاستقرارية او عدم الاستقرارية في السلسلة،والمقصود بالاستقرارية عدم وجود نمواً او هبوطاً في المشاهدات بعبارة اخرى،إنّ المشاهدات تكون افقية حول محور الوقت بحيث تتذبذب المشاهدات حول وسط حسابي ثابتاً مستقلاً عن الوقت وعن طريق اختبار معاملات الارتباط الذاتي.

ففي حالة المشاهدات المستقرة، تهبط الارتباطات الذاتية الى الصفر بعد فترة الازاحة الثانية او الثالثة، او في حالة السلاسل غير المستقرة، فتكون هذه الارتباطات مختلفة جوهرياً عن الصفر لعدة فترات بازاحة قد تصل الى السابعة او الثامنة.

3. تحديد الموسمية في السلسلة الزمنية. ويقصد بالموسمية وجود نمط معين في السلسلة يعيد نفسه خلال فترات زمنية محددة، مثل ازدياد مبيعات سلعة معينة في الشتاء وانخفاضها في الصيف، إذ تشير هذه المبيعات الى وجود نمط الموسمية طوله (12) شهراً.

وجدير بالذكر أنّ احد الشروط الرئيسة لنماذج الانحدار هو استقلالية الاخطاء (u_i) اي عدم وجود اي نوع من الارتباط فيما بينها، أما في نماذج السلاسل الزمنية فإنّ هذا الشرط لايتحقق، بل إنّ الاخطاء في الأنموذج مرتبطة بعضها ببعض ارتباطاً موجب عبر الزمن ، ويطلق على الاخطاء المرتبطة عبر الزمن بالاخطاء المرتبطة ذاتياً او المرتبطة تسلسلياً (Serially correlated) او (Auto correlated).

ومن جانب اخر ولغرض استخدام دالة الارتباط الذاتي للكشف عن استقرارية السلسلة الزمنية فانه يوجد عدة اساليب لذلك , نذكر منها ما يلي :-

- حدود الثقة

ذكرنا سابقا ان 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 , أي ان :-

$$-1.96/\sqrt{\mathrm{N}} \;\le\; \rho_k \le\; 1.96/\sqrt{\mathrm{N}} \qquad ....(\;14\;)$$

وتحت مستوى معنوية % 95 فان حدود الثقة هي :

$$\Pr\left\{-1.96/\sqrt{\mathrm{N}} \;\le\; \rho_k \le 1.96/\sqrt{\mathrm{N}}\;\right\} = 0.95$$

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

- اختبار Box,Pierce

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

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

بحيث 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 .

- اختبار Ljung-Box

توجد هنالك احصاءة اخرى بديلة تستخدم في اجراء نفس اختبار Box,Pierce تسمى 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 الى m وتعطي نتائج افضل من Q في حالة العينات صغيرة الحجم , مع كونها تصلح للعينات كبيرة الحجم .

3-2 مفهوم التكامل المشترك

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

فاذا كانت هنالك سلسلتان غير مستقرتين فليس من الضروري ان يترتب على استخدامهما في تقدير علاقة ما الحصول على 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 [8]:-

$$Y_t \sim I(0)$$

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

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

يقال على 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 على عدد من الفروق يساوي d , يقال ان هذه السلسلة متكاملة من الرتبة d وتكتب كما يلي :-

$$Y_t \sim I(d)$$

حيث 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 على رتبة تكاملها .
- يترتب على طرح سلسلتين متكاملتين من رتبة واحدة الحصول على سلسلة جديدة متكاملة من نفس الرتبة .
- اذا قمنا بتقدير علاقة بين متغيرين وكان كل منهما متكامل من الرتبة الاولى فإننا نحصل على 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 على 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 على الأخرى تكون متكاملة من الدرجة I(d).

فإذا وجد متجه β بحيث أن عنصر الخطأ في الانحدار $\varepsilon_t = y_t - \beta x_t$ له درجة تكامل مساوية الى I(d-b), بحيث 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 $CI(1,1)$. حيث ان البواقي في هذه الحالة تقيس انحراف العلاقة المقدرة في الاجل القصير عن اتجاهها التوازني في الاجل الطويل .

وعلى هذا الاساس يمكن تعريف التكامل المشترك بانه تصاحب بين سلسلتين زمنيتين او اكثر بحيث 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 على حدة ولكنها تكون مستقرة كمجموعة .

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

2-4 اختبارات التكامل المشترك

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

2-4-1 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. حيث تتضمن خطوات اجراء التكامل المشترك ما يلي [1]:-

- نقوم بتقدير احدى الصيغ الاصلية التالية للتكامل المشترك

$$Y_t = a + b X_t + u_t \qquad \text{--(15)}$$

$$Y_t = a + b_1 T + b_2 X_t + u_t \qquad \text{---------------------(16)}$$

ويلاحظ ان النموذج (15) يحتوي على حد ثابت دون اتجاه زمني , في حين ان النموذج (16) يحتوى على حد ثابت واتجاه زمني .

- بعد اجراء عملية التقدير , يتم الحصول على 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 وبالتالي تكون سلسلة البواقي مستقرة وبيانات السلسلتين تتصف بخاصية التكامل المشترك .

2-4-2 طريقة جوهانسون للتكامل المشترك [2]

يعتمد هذا الاختبار على تقدير نموذج متجه الانحدار الذاتي (VAR) باستخدام دالة الإمكانية العظمى (Maximum Likelihood) حيث تفترض هذه الطريقة وجود p من المتغيرات الاقتصادية في متجه للانحدار الذاتي من الدرجة k وفق الصيغة التالية :

$$x_t = \mathrm{m} + \mathrm{p}\,1.x_{t-1} + \mathrm{K} + \mathrm{p}k.x_{t-k} + \mathrm{e}_t$$

حيث e_t حدود الخطأ ، m حد ثابت ، p صفوفة من الدرجة p .

ويمكن إعادة صياغة المعادلة كالآتي :

$$\Delta x_t = \mathrm{m} + \sum_{i=1}^{k-1} fi \Delta x_{t-i} + \mathrm{p} x_{t-i} + \mathrm{e}_t$$

$$fi = -(1 - \mathrm{p}_1, \ldots. - \mathrm{p}i)$$

$$\mathrm{p} = -(1 - \mathrm{p}_1, \ldots. - \mathrm{p}_k)$$

$$i = 1, \ldots., k-1$$

وتوضح منهجية جوهانسن رتبة المصفوفة p والتي ينبني عليها النتائج التالية:

أ- إذا كانت رتبة المصفوفة p مساوية للصفر (p = 0) ، فإن هذه المصفوفة تكون صفرية ، وتكون جميع المتغيرات لديها جذور وحدة Unit Root وغير متكاملة تكاملاً مشتركاً فيما بينها ، وبالتالي يجب استخدام الفروق الأولى.

ب- إذا كانت رتبة المصفوفة p تامة الرتبة (p = p) ، فإن جميع المتغيرات ليس لها جذور وحدة ، أي : أنها متغيرات ساكنة Stationary.

ج-إذا كانت رتبة المصفوفة p مساوية للواحد صحيح (p = 1) ، فإنه في هذه الحالة يوجد متجه تكامل مشترك واحد ، والحد الثابت هو عامل تصحيح الخطأ للنموذج.

3-1 عرض وتحليل ومناقشة النتائج

تم تطبيق اسلوب دالة الارتباط الذاتي وذلك لاختبار استقرارية السلاسل الزمنية للمتغيرات المكونة لدالة الاستثمار في العراق وقد كانت النتائج كما يلي :-

اولا :- بالنسبة للسلسلة الزمنية لاجمالي تكوين راس المال الثابت في العراق .

عند تطبيق دالة الارتباط الذاتي بالنسبة للسلسلة الزمنية لاجمالي تكوين راس المال الثابت في العراق وذلك لاختبار فرضية العدم القائلة بان معامل الارتباط الذاتي لا يختلف جوهريا عن الصفر , تم تكوين الجدول التالي

جدول (2)

اختبار دالة الارتباط الذاتي بالنسبة للسلسلة الزمنية لاجمالي تكوين راس المال الثابت في العراق

Date: 02/24/13 Time: 20:03
Sample: 1984 2001
Included observations: 18

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.822	0.822	14.302	0.000
		2	0.609	-0.205	22.639	0.000
		3	0.457	0.075	27.661	0.000
		4	0.291	-0.196	29.837	0.000
		5	0.112	-0.121	30.187	0.000
		6	-0.149	-0.462	30.852	0.000
		7	-0.361	-0.049	35.108	0.000
		8	-0.401	0.211	40.901	0.000
		9	-0.425	-0.086	48.114	0.000
		10	-0.416	0.137	55.920	0.000
		11	-0.362	0.045	62.670	0.000
		12	-0.304	-0.124	68.212	0.000

يلاحظ من الجدول (2) بان جميع معاملات الارتباط الذاتي معنوية , وهذا يعني رفض فرضية العدم القائلة بان السلسلة مستقرة , لذلك تم اخذ الفروق الاولى واختبار الارتباط الذاتي لها وكانت النتائج كما يلي :-

جدول (3)

اختبار دالة الارتباط الذاتي بالنسبة للفروق الاولى للسلسلة الزمنية لاجمالي تكوين راس المال الثابت في العراق

Date: 02/24/13 Time: 20:07
Sample: 1984 2001
Included observations: 17

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.162	0.162	0.5282	0.467
		2	-0.128	-0.158	0.8797	0.644
		3	-0.006	0.045	0.8806	0.830
		4	-0.006	-0.036	0.8817	0.927
		5	0.231	0.257	2.3142	0.804
		6	-0.214	-0.356	3.6565	0.723
		7	-0.209	0.006	5.0608	0.653
		8	-0.078	-0.180	5.2811	0.727
		9	-0.192	-0.145	6.7662	0.661
		10	-0.075	-0.158	7.0246	0.723
		11	0.023	0.196	7.0528	0.795
		12	0.041	-0.072	7.1624	0.847

يلاحظ من الجدول (3) بان جميع معاملات الارتباط الذاتي غير معنوية , وهذا يعني قبول فرضية العدم القائلة بان السلسلة مستقرة , لذلك تعتبر هذه السلسلة متكاملة من الدرجة الاولى

ثانيا : بالنسبة للسلسلة الزمنية لعرض النقد

لاختبار استقرارية السلسلة الزمنية بالنسبة الى عرض النقد , تم تكوين الجدول التالي :

جدول (4)

اختبار دالة الارتباط الذاتي بالنسبة للسلسلة الزمنية لعرض النقد في العراق

Date: 02/24/13 Time: 20:11
Sample: 1984 2001
Included observations: 18

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.826	0.826	14.448	0.000
		2	0.695	0.038	25.301	0.000
		3	0.549	-0.109	32.529	0.000
		4	0.381	-0.171	36.271	0.000
		5	0.208	-0.158	37.466	0.000
		6	0.023	-0.186	37.482	0.000
		7	-0.160	-0.183	38.321	0.000
		8	-0.217	0.236	40.017	0.000
		9	-0.312	-0.133	43.922	0.000
		10	-0.373	-0.064	50.190	0.000
		11	-0.456	-0.263	60.880	0.000
		12	-0.426	0.204	71.759	0.000

يلاحظ من الجدول (4) بان جميع معاملات الارتباط الذاتي معنوية , وهذا يعني رفض فرضية العدم القائلة بان السلسلة مستقرة , لذلك تم اخذ الفروق الاولى واختبار الارتباط الذاتي لها وكانت النتائج كما يلي :-

جدول (5)

اختبار دالة الارتباط الذاتي بالنسبة للفروق الاولى للسلسلة الزمنية لاجمالي تكوين راس المال الثابت في العراق

Date: 02/24/13 Time: 20:12
Sample: 1984 2001
Included observations: 17

	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	-0.420	-0.420	3.5650	0.059
2	0.008	-0.205	3.5665	0.168
3	0.059	-0.029	3.6475	0.302
4	-0.017	0.004	3.6548	0.455
5	-0.030	-0.030	3.6787	0.597
6	-0.042	-0.091	3.7309	0.713
7	-0.028	-0.118	3.7557	0.807
8	-0.021	-0.116	3.7712	0.877
9	-0.005	-0.086	3.7722	0.926
10	-0.065	-0.141	3.9659	0.949
11	0.014	-0.120	3.9760	0.971
12	0.016	-0.081	3.9916	0.984

يلاحظ من الجدول (5) بان جميع معاملات الارتباط الذاتي غير معنوية , وهذا يعني قبول فرضية العدم القائلة بان السلسلة مستقرة , لذلك تعتبر هذه السلسلة متكاملة من الدرجة الاولى

ثالثا : بالنسبة لسلسلة سعر الفائدة

لاختبار استقرارية السلسلة الزمنية بالنسبة الى سعر الفائدة , تم تكوين الجدول التالي :

جدول (6)

اختبار دالة الارتباط الذاتي بالنسبة للسلسلة الزمنية لسعر الفائدة في العراق

Date: 02/24/13 Time: 20:14
Sample: 1984 2001
Included observations: 18

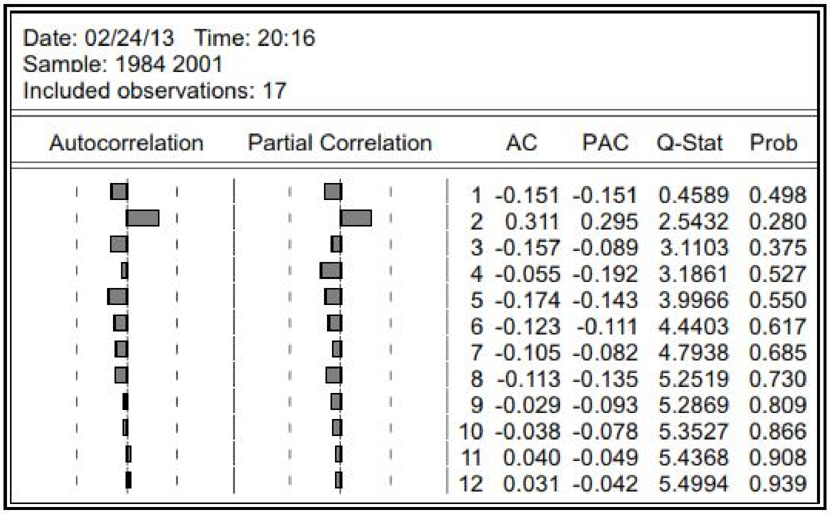
	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.864	0.864	15.802	0.000
2	0.728	-0.073	27.717	0.000
3	0.538	-0.291	34.664	0.000
4	0.361	-0.080	38.009	0.000
5	0.171	-0.147	38.817	0.000
6	-0.019	-0.184	38.828	0.000
7	-0.216	-0.218	40.349	0.000
8	-0.314	0.213	43.901	0.000
9	-0.413	-0.137	50.709	0.000
10	-0.422	0.099	58.728	0.000
11	-0.432	-0.072	68.312	0.000
12	-0.374	0.099	76.689	0.000

يلاحظ من الجدول (6) بان جميع معاملات الارتباط الذاتي معنوية , وهذا يعني رفض فرضية العدم القائلة بان السلسلة مستقرة , لذلك تم اخذ الفروق الاولى واختبار الارتباط الذاتي لها وكانت النتائج كما يلي :-

جدول (7)

اختبار دالة الارتباط الذاتي بالنسبة للفروق الاولى للسلسلة الزمنية لسعر الفائدة في العراق

DIYALA JOURNAL FOR PURE SCIENCES



Date: 02/24/13 Time: 20:16
Sample: 1984 2001
Included observations: 17

	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	-0.151	-0.151	0.4589	0.498
2	0.311	0.295	2.5432	0.280
3	-0.157	-0.089	3.1103	0.375
4	-0.055	-0.192	3.1861	0.527
5	-0.174	-0.143	3.9966	0.550
6	-0.123	-0.111	4.4403	0.617
7	-0.105	-0.082	4.7938	0.685
8	-0.113	-0.135	5.2519	0.730
9	-0.029	-0.093	5.2869	0.809
10	-0.038	-0.078	5.3527	0.866
11	0.040	-0.049	5.4368	0.908
12	0.031	-0.042	5.4994	0.939

يلاحظ من الجدول (7) بان جميع معاملات الارتباط الذاتي غير معنوية , وهذا يعني قبول فرضية العدم القائلة بان السلسلة مستقرة , لذلك تعتبر هذه السلسلة متكاملة من الدرجة الاولى

2-3 اختبار التكامل المشترك

بعد التحقق من ان السلاسل الزمنية الخاصة بدالة الاستثمار في العراق تمتاز بكونها متكاملة من الدرجة الاولى , تم استخدام اختبار جوهانسون جوسيليوس وذلك للتحقق من مدى امتلاكها خاصية التكامل المشترك وكما مبين في الجدول التالي :

جدول (8)

اختبار جوهانسون – جوسيليوس للتكامل المشترك

	Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)			
	0.05	الاثر		Hypothesized
Prob.**	Critical Value		Eigenvalue	No. of CE(s)
0.0106	29.79707	25.28223	0.767287	None *
0.0091	15.49471	17.95506	0.469609	At most 1
0.0287	3.841466	4.808798	0.106894	At most 2
Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
	**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values			
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
	0.05	القيمة العظمى		Hypothesized
Prob.**	Critical Value		Eigenvalue	No. of CE(s)
0.0242	21.13162	20.32717	0.767287	None *
0.2025	14.26460	10.14626	0.469609	At most 1
0.1787	3.841466	1.808798	0.106894	At most 2
Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
	**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values			

يلاحظ من الجدول (8) بان كل من اختباري الاثر والقيمة العظمى يؤديان الى رفض فرضية العدم القائلة بعدم وجود خاصية التكامل المشترك في مقابل قبول الفرضية بوجود على الاقل متجه واحد للتكامل المشترك , وعلى هذا الاساس تم تقدير نموذج تصحيح الخطا

3-3 تقدير نموذج تصحيح الخطا

لغرض تقدير نموذج تصحيح الخطا , تم المرور بالمراحل التالية :

1- تقدير انحدار اجمالي تكوين راس المال الثابت على كل من المتغيرين المستقلين (سعر الفائدة , عرض النقد) حيث كانت النتائج كما يلي :

جدول (9)
تقدير المربعات الصغرى لانحدار الاستثمار على عرض النقد وسعر الفائدة

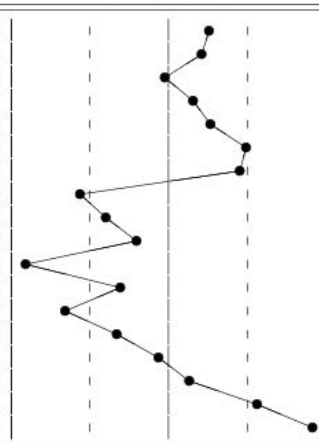
Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.7992	0.258958	16.24857	4.207691	C
0.1547	-1.498770	0.388225	-0.581860	عرض النقد
0.6520	0.460156	10.85711	4.995962	سعر الفائدة
7.043445	Mean dependent var		0.574379	R-squared
1.270279	S.D. dependent var		0.517630	Adjusted R-squared
2.738319	Akaike info criterion		0.882245	S.E. of regression
2.886714	Schwarz criterion		11.67535	Sum squared resid
2.758780	Hannan-Quinn criter.		-21.64487	Log likelihood
0.727114	Durbin-Watson stat		10.12131	F-statistic
			0.001651	Prob(F-statistic)

2- استخراج البواقي والتي تسمى حد تصحيح الخطأ و الناتجة من تقدير نموذج الانحدار في الخطوة الاولى, حيث كانت النتائج كما يلي:

جدول (9)
استخراج البواقي للانحدار المقدر

obs	Actual	Fitted	Residual
1984	8.71046	8.25508	0.45538
1985	8.59874	8.22648	0.37226
1986	8.09235	8.13707	-0.04472
1987	8.28236	8.01446	0.26790
1988	8.38859	7.91613	0.47246
1989	8.67258	7.80755	0.86502
1990	8.45532	7.65752	0.79781
1991	6.39299	7.38179	-0.98880
1992	6.34291	7.04633	-0.70342
1993	6.59088	6.94509	-0.35421
1994	6.10506	7.69328	-1.58822
1995	5.73547	6.26935	-0.53387
1996	4.94043	6.08945	-1.14903
1997	5.46324	6.04425	-0.58101
1998	5.78720	5.89058	-0.10337
1999	6.13993	5.90482	0.23510
2000	6.79967	5.81619	0.98348
2001	7.28383	5.68659	1.59723

Residual Plot



3- نقوم بإيجاد تقدير الانحدار التالي:

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

حيث ان :
K: يمثل عدد الفجوات الزمنية
Δy_t : الفرق الاول للمتغير التابع (اجمالي تكوين راس المال الثابت)

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

Δs_{t-j} : الفرق الاول للمتغير التفسيري (سعر الفائدة) عند الفجوة الزمنية j

θ: 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 , ويتوقع ان يكون هذا المعامل سالبا لانه يشير للمعدل الذي تتجه به العلاقة قصيرة الاجل نحو نحو العلاقة طويلة الاجل

فعند تقدير النموذج للفجوة الزمنية الاولى والثانية وجد الباحث ان معلمة حد التصحيح غير معنوية , وعند التقدير بالنسبة للفجوة الزمنية الثالثة تم الحصول على :

جدول (10)

تقدير نموذج تصحيح الخطا

		Dependent Variable: D(Q2)		
		Method: Least Squares		
		Date: 02/24/13 Time: 21:45		
		Sample (adjusted): 1988 2001		
	Included observations: 14 after adjustments			
Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.5817	-0.569331	0.236709	-0.134766	C
0.8737	0.163031	0.435934	0.071071	المتغير المتباطئ زمنيا للفجوة الزمنية الثالثة بالنسبة لعرض النقد
0.0147	-7.4343038	0.084457	-0.627879	المتغير المتباطئ زمنيا للفجوة الزمنية الثالثة بالنسبة لسعر الفائدة
0.0240	-2.922426	0.098114	-0.286731	Q8(-3)
-0.071324	Mean dependent var		0.081102	R-squared
0.710483	S.D. dependent var		-0.194567	Adjusted R-squared
2.566996	Akaike info criterion		0.776531	S.E. of regression
2.749584	Schwarz criterion		6.030002	Sum squared resid
2.550094	Hannan-Quinn criter.		-13.96897	Log likelihood
1.789529	Durbin-Watson stat		0.294202	F-statistic
			0.828775	Prob(F-statistic)

يلاحظ من الجدول (19) بان تقدير معامل عرض النقد قد بلغ (0.071071) وهي كمية موجبة وهذه نتيجة منطقية , اذ ان عرض النقد يجب ان يتناسب مع نمو الناتج المحلي الاجمالي لكي لا يحدث اختلالات في توازن الاقتصاد وبالتالي اثره السلبي على الاستثمار . اما بالنسبة لسعر الفائدة فقد كانت مساهمته في الاستثمار سالبة وقد بلغت (-0.627879) وهي ايضا نتيجة منطقية في ظل ظروف التضخم الذي يمر بها الاقتصاد العراقي , اذ ان الطلب على الائتمان سيزداد حتى لو رفع البنك المركزي سعر الفائدة وذلك للحد من التضخم .

3- الاستنتاجات

من النتائج التي تم التوصل اليها في متن البحث , تم التوصل الى :

1- ان كل من سلسلة اجمالي تكوين راس المال الثابت وعرض النقد وسعر الفائدة كانت متكاملة من الدرجة الاولى

2- امكانية تطبيق نموذج تصحيح الخطا وذلك لكون المتغيرات الخاصة بالبحث تمتلك خاصية التكامل المشترك

4- التوصيات

من الاستنتاجات التي تم التوصل اليها , يوصي الباحث بما يلي :

1- ضرورة اختبار درجة تكامل السلاسل الزمنية قبل اجراء أي تقدير وذلك تجنبا للوقوع في مشكلة الانحدار الزائف

2- تطبيق منهجيات اخرى لاختبار التكامل المشترك مثل منهجية انجل – جرانجر ذات المرحلتين

5- المصادر :

1- الكسواني , د. ممدوح الخطيب " الطلب على 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 على 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 and Sons INC.

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

منهجية التكامل المشترك لتقدير دالة الاستثمار في العراق
ا.م. احمد سلطان محمد

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

Assis.Professor Ahmed S.Mohammed

Abstract

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 . 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 cannot 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)

Keywords \ Co-Integration, Johanson method