دراسة مقارنة في طرائق تقدير إنحدار التكامل المشترك مع تطبيق عملي*

أ.د. كنعان عبد اللطيف عبد الرزاق** أنسام خالد حسن الجبوري***

المستخلص

تم في هذا البحث مقارنة بين طرائق تقدير انحدار *التكامل المشترك حيث تم اختيار أربع طرائق وهي: طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية (Ordinary Least Squares Method) وطريقة المربعات الصغرى المعدلة بالكامل (Fully Modified Ordinary Least Square Method) وطريقة انحدار التكامل المشترك القانونية (Canonical Cointegrating Regression Method) وطريقة المربعات الصغرى الديناميكية (Dynamic Ordinary Least Square Method) إذ تبين ان جميع نتائج التقدير كانت جيدة ومعول عليها وذلك من خلال اجراء تطبيق عملي حول العلاقة بين عرض النقدM1 والرقم القياسي لاسعار المستهلك CPI في العراق وقدتبين ان مقدرات طريقتي المربعات الصغرى الاعتيادية وطريقة المربعات الصغرى الديناميكية هما الافضل والاكفأ . تحليل البيانات واستخراج النتائج تم من خلال استخدام البرنامج الجاهزEVIEWS.7.

Abstract

In this research a comparison between the methods of estimating cointegration regression was chosen as the four methods: Ordinary Least Square Method, Fully Modified Ordinary Least Square Method, Canonical cointegrating regression Method and Dynamic Ordinary Least Square Method. It was Found that all the results of the estimation was a good and Reliable , through a practical application of the relationship and the index of consumer prices CPI in Iraq shows the between the money supply M1 estimator of the two ways Ordinary Least Square an Dynamic Least Square are the best and most Efficient . Data analysis and results were extracted through the use of software EVIEWS.7 .

* بحث مستل من رسالة ماجستير في الإحصاء/ كلية الإدارة والاقتصاد

** مساعد رئيس جامعة النهرين للشؤون العلمية

***

المقدمة

تعد عملية التخطيط من بين اهم اسباب تطور الامم ، والتخطيط الجيد هو الذي يعتمد على الاساليب العلمية والاحصائية ، ومن بين هذه الاساليب الاحصائية هو انحدار التكامل المشترك.
في الكثير من الاحيان تنص النظرية الاقتصادية على وجود علاقة في المدى الطويل بين متغيرين او اكثر وبذلك حتى لو ابتعدت هذه المتغيرات عن قيم توازنها في المدى القريب فانه توجد قوى تعيدها الى هذه القيم وتضمن تحقيق هذه العلاقة في المدى الطويل. والأمثلة على ذلك كثيرة : العلاقة بين الدخل والاستهلاك ، النفقات العمومية ومداخيل الضرائب ، العلاقة بين الاسعار والاجور ، العلاقة بين عرض النقود ومستوى الاسعار ..... وهكذا .
اذا اردنا توضيح هذه العلاقة في المدى الطويل فان المشكلة التي تواجهنا هي ان معظم السلاسل الزمنية غير مستقرة ولكنها متكاملة من الدرجة الاولى . في هذه الظروف فان البحث عن العلاقة في المدى الطويل باستخدام سلاسل زمنية غير مستقرة لايخلو من خطورة الحصول على النتائج المضللة.
صحيح ان الفروقات تسمح باعادة الاستقرار لهذه السلاسل الزمنية ، ولكننا في هذه الحالة نفقد كل المعلومات المرتبطة بسلوك هذه المتغيرات في المدى الطويل.
اذاً فالسؤال الذي يطرح نفسه : هل يمكننا أن نوضح العلاقة في المدى الطويل بين متغيرين أو أكثر في الحالة التي تكون فيها المتغيرات متكاملة من الدرجة (n) ؟ الجواب على هذا السؤال هو أنه لايمكننا توضيح العلاقة في المدى الطويل بين هذه المتغيرات إلا إذا كانت تربط بينهما علاقة تكامل مشترك وهذا معناه إن هناك متغيرين أو أكثر يمتلكان علاقة توازنية طويلة الأجل ، وكما هو معلوم فان الأنموذج وحسب النظرية الإحصائية لاتكون له أهمية من دون اختبارات وتقديرات.
في أنموذج انحدار التكامل المشترك وبعد التأكد من استقرارية السلاسل الزمنية يتم التأكد من وجود التكامل بين هذه السلاسل في ظل وجود الفرضية الصفرية " عدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات" وأيضاً استخدام طرائق لتقدير هذا الأنموذج لايجاد مقدرات كفوءة وذات خصائص جيدة يمكن الاعتماد عليها.

هدف البحث

يهدف البحث إلى استخدام الطرائق القياسية الحديثة والمتمثلة في اسلوب انحدار التكامل المشترك ومن ثم اجراء مقارنة بين عدد من طرائق التقدير (طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية ، طريقة المربعات الصغرى المعدلة بالكامل ، طريقة المربعات الصغرى الديناميكية ، طريقة انحدار التكامل المشترك القانونية) عن طريق دراسة أنموذج العلاقة بين التضخم (الرقم القياسي لاسعار المستهلك) وعرض النقد بمفهومه الضيق في العراق لبيان وجود العلاقة التوازنية على المدى الطويل فيما بينهم .

أولاً / الأطار النظري: إستقرارية السلسلة وطرائق تقدير انحدار التكامل المشترك

1-جذر الوحدة

ومن الاساليب المعاصرة في تحديد استقرارية البيانات هو اختبارات جذر الوحدة (Unit Root Test) والتي تعتمد فكرتها على المعادلة الاتية :

$$Y_t = \rho\, y_{t-1} + \xi_t$$

إذ تمثل Y_t المتغير في المدة (t) ، ξt حد الاضطراب والذي يتصف بالتشويش الابيض (White Noise) بوسط حسابي يساوي صفرا (μ=0) وتباين ثابت (σ^2 =1) وξt cov () =0

عندما تكون (ρ = 1) مقبولة احصائيا فان ذلك يدل على عدم الاستقرار وان البيانات تعاني من الجذر الاحادي.

ولابد من معالجة كل سلسلة زمنية غير مستقرة ، وذلك باخذ الفروق لمعالجة (Y_t) اذا كانت غير مستقرة ،حيث تؤخذ بصيغة الفروق للدرجة (1,2, …,d) لجعلها مستقرة. وبذلك نقول عن السلسلة الزمنية انها متكاملة (Integrated) من الدرجة d ، ونشير لها بالرمز Y_t ~ I(d) .

من اهم الطرائق المستخدمة في معالجة البيانات التي تعاني من جذر الوحدة (Unit Root) هو اختبار ديكي _فولر الموسع (Augmented Dickey - Fuller) حيث يعتمد هذا الاختبار بشكل اساسي على: [1]

1- تقدير النماذج الاتية :

• Model I : (بدون حد ثابت واتجاه زمني)

$$\Delta Y_t = (\rho - 1)\, Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} \rho_j \Delta Y_{t-j} + \xi_t$$

• Model II: (بدون اتجاه زمني)

$$\Delta Y_t = \alpha + (\rho - 1)\, Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} \rho_j \Delta Y_{t-j} + \xi_t$$

• Model III : (مع حد ثابت واتجاه زمني)

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta T + (\rho - 1)\, Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} \rho_j \Delta Y_{t-j} + \xi_t$$

إذ تمثل : α الحد الثابت ، T الاتجاه الزمني ويحسب كالاتي:

$T= (t-1-\frac{1}{2}N)$ ، $(t=2,3,\ldots\ldots N)$

وتمثل K_{max} مدة التباطؤ الاعظم ، التي يمكن تحديدها اعتمادا على الصيغة الاتية : [9]

$Int=integr$ ، $K_{max}=int\{12(N/100)^{1/4}\}$

2- حجم العينة N
3- مستوى المعنوية α .
تحت ظل الفرضية :

$H0: \rho=1$
$H1: \rho<1$

فاذا كانت ρ معنوية واقل من الواحد فاننا نقبل الفرض البديل بعدم وجود جذر وحدة أي ان المتغير مستقرstationary.

2-انحدار التكامل المشترك

عند تقدير علاقة انحدار بين عدد من المتغيرات في صور سلاسل زمنية غير مستقرة فمن الممكن ان تكون علاقة الانحدار المقدر بينهما عبارة عن علاقة زائفة وان كانت بعض المؤشرات مثل R^2 وقيم t المحسوبة كبيرة وذلك بسبب ان التغير في هذه المتغيرات قد يكون راجعا الى متغير اخر هو الزمن (t) يؤثر فيهما جميعا مما يجعل تغيراتها متصاحبة او بعبارة اخرى قد تكون العلاقة بينهما علاقة اقتران او ارتباط وليس علاقة سببية . وعلى الرغم من ان احد حلول عدم استقرارية السلسلة هو اخذ الفرق لكن اجراء الانحدار للمتغيرات في صورة فروق لكل واحد ليس بالحل المطلوب إذ ان هذا الاجراء قد يؤدي الى فقدان خصائص المدى الطويل ، ونتيجة لذلك فقد ظهرت نتائج تحمل خصائص المدى القصير والطويل وتكون هذه النماذج مستقرة حتى وان كانت المتغيرات في الاصل غير مستقرة وهذه بداية فكرة التكامل المشترك.

اذ يمكن ان يقال ان التكامل المشترك يشير الى طريقة الحصول على توازن او علاقة طويلة المدى بين متغيرات غير مستقرة او انها تعني وجود طريقة تعديل تمنع الزيادة في خطأ علاقة المدى الطويل.

وتتلخص فكرة التكامل المشترك بين سلسلتين زمنيتين Y_t ، X_t في انه اذا كانت السلسلتين متكاملتين من نفس الدرجة (d) اي : [3]

$X_t \sim I(d)$
$Y_t \sim I(d)$

وإذ يوجد علاقة بين هذين المتغيرين مثل :

$Y_t= \alpha_0+ \alpha_1 X_t +U_t$

وهذه العلاقة متكاملة من الدرجة (b) حيث (b<d) ففي هذه الحالة يوجد تكامل مشترك بين Y_t وX_t من الدرجة (d,b) وتكتب : [3]

$$X_t ، Y_t \sim CI(d, b)$$

وتسمى الدالة $Y_t= \alpha_0+ \alpha_1 X_t +U_t$ بدالة انحدار التكامل المشترك .ويمكن ان تعمم الفكرة الى اكثر من متغيرين وفي هذه الحالة فان شرط تساوي السلاسل في التكامل قد لاينطبق وانما يشترط ان تكون درجة تكامل المتغير التابع لاتتجاوز درجة تكامل اي من المتغيرات المستقلة.

توجد عدة منهجيات لاختبار وجود التكامل المشترك بين السلاسل الزمنية من عدمه ومن اهمها :

اختبار جوهانسن جيسلس Johansen Juselius Test

لتحديد عدد متجهات التكامل المشترك اقترح(johansen,1988-1991) و (johansen and juselius 1990) اجراء اختبارين : [2]

1-اختبار الاثر (Trace) :

يتم اختبار فرضية ان هناك على الاكثر q من متجهات التكامل المشترك مقابل الأنموذج العام غير المقيد r=q وتحسب احصائية نسبة الامكانية لهذا الاختبار من العلاقة التالية :

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

يعرف كلا من :

T: حجم العينة

r : عدد متجهات التكامل المشترك

إذ $\lambda_{r+1},\ldots,\lambda_p$ λ هي اصغر قيم المتجهات الذاتية p-r وتنص فرضية العدم على وجود عدد من متجهات التكامل المشترك يساوي على الاكثر r أي ان عدد هذه المتجهات يقل او يساوي r.

2-اختبار القيمة الذاتية القصوى (max)λ الذي تحسب احصائيته وفق العلاقة التالية :

$$\lambda_{Max}(r, r+1) = -Tln\,(1-\hat{\lambda}_{r+1})$$

ويجري اختبار فرضية العدم التي تنص على وجود r من متجهات التكامل المشترك مقابل الفرضية البديلة التي تنص على وجود r+1 من متجهات التكامل المشترك فاذا زادت القيمة المحسوبة لنسبة الامكانية LR عن القيمة الحرجة بمستوى معنوية معين فاننا نرفض فرضية العدم التي تشير الى عدم وجود أي متجه للتكامل المشترك واذا كانت اقل فاننا لانستطيع رفض فرضية العدم القائلة بوجود متجه واحد على الاقل للتكامل المشترك.

3-طرائق تقدير انحدار التكامل المشترك

بعد التأكد من ان السلاسل الزمنية لمتغيرات أنموذج الدراسة هي متكاملة تكاملاً مشتركاً فأن الخطوة التالية هي الحصول على مقدرات ذات خصائص جيدة ، وإن لأي تقدير للتكامل المشترك يجب ان نميز ثلاثة عناصر: [4]

1-ينبغي استخدام معرفتنا السابقة فيما يتعلق بوجود جذر وحدة وينبغي القضاء على تحيز الوسيط اذا كان ذلك ممكنا وبالتالي هذا سيقضي على الجزء الغير متماثل والاعتمادية المزعجة للمعلمات وسيزيد الكفاءة.

2-جانب متعدد المتغيرات.

3-وجود مرونة كافية لاحتواء ديناميكية النظام.

هناك العديد من طرائق تقدير انحدار التكامل المشترك لكن في بحثنا هذا سنتناول اربعة طرائق للتقدير وهي كالاتي:

1- طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية Ordinary Least Square Estimator (OLS)

هذه الطريقة تعد من اكثر الطرق استخداما في تقدير معالم أنموذج الانحدار β_0 و β_1 غير المعلومة حيث من خلال هذه الطريقة تجعل مجموع مربعات الخطأ اقل ما يمكن. ليكن لدينا أنموذج الانحدار الخطي البسيط Simple regression linear model ويكتب بالصيغة الاتية: (5)

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \varepsilon_t$$

إذ إن:

Y_t: متغير الاستجابة

X_t : المتغير التوضيحي

β_0, β_1 : معلمات الانحدار

ε_t: الخطأالعشوائي

مقدر طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية OLS:

$$\beta_0 = \bar{Y} - \beta_1 \bar{x}$$

$$\beta_0 = \frac{s_{xy}}{s_{xx}}$$

$$s_{xy} = \sum x_t y_t - \frac{(\sum x_t)(\sum y_t)}{N}$$

$$s_{xx} = \sum x_t^2 - \frac{(\sum x_t)^2}{N}$$

تتصف طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية بانهاغير متحيزة ولها اقل تباين ، لذلك يطلق على مقدرات هذه الطريقة بان لها افضل تقدير خطي غير متحيز Best Linear Unbiased Estimations .

2-طريقة المربعات الصغرى المعدلة بالكامل Fully Modified Ordinary Least Square Estimator (FMOLS)

هي طريقة تصحيح لامعلمية لطريقة المربعات الصغرى الاعتيادية Ordinary Least square Method اوجدها الباحثان Phillips and Hansen (1990) و Phillips (1995) في محاولة للتخلص من التحيز من الدرجة الثانية إذ إن الفكرة الاساسية لهذه الطريقة هي الحصول على وسيط غير متحيز ومقارب للتوزيع الطبيعي Asymptotically Normal .

ترتكز هذه الطريقة على اجراء تحويلات في المتغير المعتمد (تصحيح لامعلمي) وفي الخطوة الثانية يتم تصحيح مقدرات طريقة ال OLS في الانحدار لتعديل Y_t لذلك سميت بطريقة المربعات الصغرى المعدلة FMOLS .

ليكن لدينا أنموذج الانحدار التالي : (6)

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \varepsilon_t = \vartheta' z_t + \varepsilon_t$$

$$\Delta x_t = u_t$$

إذ إن :

t=1,…….,T

$$z_t = (1, x_t)'$$

$$\vartheta = (\beta_0, \beta_1)'$$

Y_t ، X_t سلاسل زمنية ذات ابعاد من n×1

$$v_t = [\varepsilon_t, u_t]$$

نفترض ان نظرية او دالة الغاية المركزية يمكن كتابتها كالاتي :

$$\frac{1}{\sqrt{T}} \sum_{t=1}^{[Tr]} u_t \rightarrow w_{(r)} = \begin{pmatrix} w_{1(r)} \\ w_{2(r)} \end{pmatrix} \quad , \quad 0 \leq r \leq 1$$

التباين على المدى الطويل لـ v_t هو :

$$\Omega = \Sigma_v + \Pi + \Pi'$$

Ω : مصفوفة التباين والتباين المشترك

$$\Lambda = \Sigma_v + \Pi$$

إذ إن :

$$\Sigma_v = \lim_{t \to \infty} T^{-1} \sum_{t=1}^{T} E\left(v_t \, v_t'\right)$$

$$\Pi = \lim_{T \to \infty} T^{-1} \sum_{j=1}^{T-1} \sum_{t=1}^{T-j} E\left(v_t \, v_{t+j}'\right)$$

وبتجزئة مصفوفتي Ω و Λ مع v_t وكالاتي :

$$\Omega = \begin{pmatrix} w_{11} & w_{12} \\ w_{21} & \Omega_{22} \end{pmatrix}$$

$$\Lambda = \begin{pmatrix} \lambda_{11} & \lambda_{12} \\ \lambda_{21} & \Lambda_{22} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \lambda_1 \\ \Lambda_2 \end{pmatrix}$$

من المعلوم ان مقدر OLS يعرف بـ وهو متسق Consistent ولكنه ليس كافٍ كحالة عامة لذلك تم تصحيح أنموذج الانحدار الخطي ،مع استخدام Λ ، Ω (مصفوفات التكامل المشترك للمدى الطويل) في عملية التصحيح لطريقة المربعات الصغرى :

$$Y_t^+ = Y_t - \hat{W}_{12}\, \hat{\Omega}_{22}^{-1}\, u_t$$

W_{ij} هو جزء من المصفوفة Ω ويحتوي على 2*2 من العناصر ويتم تقدير التحيز المصحح:

$$\hat{j}^+ = \begin{pmatrix} 0 \\ \hat{\lambda}_{21} - \hat{\Lambda}_{22}\, \hat{\Omega}_{22}^{-1}\, \hat{w}_{21} \end{pmatrix}$$

$\Lambda_{22}, \Omega_{22}, w_{21}$ هي مقدرات كفوءة

$\hat{\Lambda}_{22}, \hat{\Omega}_{22}, \hat{w}_{21}$

يكون مقدر طريقة المربعات الصغرى المعدلة FMOLS :

$$\hat{\vartheta}_{FMR} = \left(\sum_{t=1}^{T} z_t z_t' \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^{T} z_t Y_t^+ - T\hat{j}^+ \right)$$

مصطلح التصحيح لـ Y_t متعلق بالتصحيح للتحيز الداخلي بينما $\hat{j}^+$ يزيل عدم مركزية التحيز Non-Centrality Bias .

التوزيع التقاربي اللوغارتمي لهذه الطريقة :

$$D(\hat{\vartheta}_{FMR} - \vartheta) \rightarrow \left(\int_0^1 w_{2(r)} w_{2(r)}' d_r \right)^{-1} \int_0^1 w_{2(r)} dw_{1.2(r)}$$

$$w_{1.2} = w_{11}\, \Omega_{22}^{-1}\, w_{21}$$

3-طريقة انحدار التكامل المشترك القويم Canonical Cointegrating Regression Estimator

هي ايضا طريقة تصحيح لامعلمية تم اكتشافها من قبل الباحث Park (1992) ، هذه الطريقة مماثلة لطريقة المربعات الصغرى المعدلة FMOLS لكن التصحيح يكون لكلا المتغيرين لذلك يستند على تحويل المتغيرات في انحدار التكامل المشترك حيث تم ازالة التحيز من الدرجة الثانية لمقدرات طريقة المربعات الصغرى للأنموذج التالي : (7)

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \varepsilon_t = \vartheta' z_t + \varepsilon_t$$

$$\Delta x_t = u_t$$

إذ إن :

إذ إن :

t=1,…….,T

$$z_t = (1, x_t)'$$

$$\vartheta = (\beta_0, \beta_1)'$$

Y_t ، X_t سلاسل زمنية ذات ابعاد من n×1

$$v_t = [\varepsilon_t, u_t]'$$

التباين على المدى الطويل لـ v_t هو :

$$\Omega = \Sigma_v + \Pi + \Pi'$$

Ω : مصفوفة التباين والتباين المشترك

$$\Lambda = \Sigma_v + \Pi$$

حيث ان :

$$\Sigma_v = \lim_{t\to\infty} T^{-1} \sum_{t=1}^{T} E\left(v_t\, v_t'\right)$$

$$\Pi = \lim_{T\to\infty} T^{-1} \sum_{j=1}^{T-1} \sum_{t=1}^{T-j} E\left(v_t\, v_{t+j}'\right)$$

وبتجزئة مصفوفتي Ω و Λ مع v_t وكالاتي :

$$\Omega = \begin{pmatrix} w_{11} & w_{12} \\ w_{21} & \Omega_{22} \end{pmatrix}$$

$$\Lambda = \begin{pmatrix} \lambda_{11} & \lambda_{12} \\ \lambda_{21} & \Lambda_{22} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \lambda_1 \\ \Lambda_2 \end{pmatrix}$$

لتعريف CCR يجب اولا تعديل Y_t ، X_t وكالاتي :

$$Y_t^* = Y_t - \left(\hat{\beta}' \hat{\Lambda}_2 \hat{\Sigma}_v^{-1} + \left[0 , \hat{w}_{12} \hat{\Omega}_{22}^{-1}\right]\right) \hat{D}_t$$

$$z_t^* = \left(1 , x_t^*\right)$$

$$X_t^* = X_t - \hat{\Lambda}_2 \hat{\Sigma}_v^{-1} \hat{D}_t$$

يكون مقدر طريقة انحدار التكامل المشترك القانونية CCR كالاتي :

$$\hat{\theta}_{ccr} = \left(\sum_{t=1}^{T} z_t^* z_t^{*'}\right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^{T} z_t^* Y_t^*\right)$$

التوزيع اللوغارتمي لهذه الطريقة :

$$D\left(\hat{\vartheta}_{ccr} - \vartheta\right) \rightarrow \left(\int_0^1 w_{2(r)} w_{2(r)}' d_r\right)^{-1} \int_0^1 w_{2(r)} dw_{1.2(r)}$$

$$w_{1.2} = w_{11} \Omega_{22}^{-1} w_{21}$$

4-طريقة المربعات الصغرى الديناميكية Dynamic Ordinary least Square Method

هي طريقة معلمية تعد من احدث الطرق والاكثر قوة بسبب ادائها في العينات صغيرة الحجم إذ تستعمل هذه الطريقة لتقدير العلاقة التوازنية طويلة المدى للنظام الذي يحوي متغيرات متكاملة من درجات مختلفة لكنها ما زالت متكاملة تكاملاً مشتركاً .

معادلة الأنموذج الديناميكي اقترحها الباحث Phillips (1988) وقد تم تطويرها من قبل Saikkonen (1992), Stock and Watson (1993) تعتمد هذه الطريقة على قيم الإزاحات والتباطؤات (Lags and Leads) ل X_t - لذلك يتم كتابة معادلة الانحدار الديناميكية كالآتي: [8]

$$Y_t = O' Z_t + \sum_{j=-k}^{k} \Pi_j' \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t$$

$$\Delta x_t = u_t$$

اذ ان :

$$z_t = (1, x_t)'$$
$$\vartheta = (\beta_0, \beta_1)$$

مقدر طريقة المربعات الصغرى الديناميكيةDOLS يمكن تعريفه بالشكل الاتي مثلما نعرف مقدر ال OLS :

$$\hat{\theta}_{dols} = \left(\sum_{t=k+1}^{T-k} \tilde{Z}_t \tilde{Z}_t'\right)^{-1} \left(\sum_{t=k+1}^{T-k} \tilde{Z}_t \tilde{Y}_t\right)$$

إذ إن $\tilde{Y}_t$و$\tilde{Z}_t$ هما اخطاء الانحدار لـ Z_t و Y_t على :

$$w_t = (u'_{t+k}, \ldots, u'_{t-k})$$

$$\varepsilon_t = \sum_{j=-\infty}^{\infty} \Pi_j' u_{t-j} + V_t$$

$$\sum_{j=-\infty}^{\infty} \|\Pi_j\| < \infty$$

وبما ان V_t غير مرتبط مع u_{t-j} من المعادلة السابقة يمكننا الحصول على :

$$\varepsilon_t = V_t + \sum_{|j|>k} \Pi_j' u_{t-j}$$

عدم ارتباط V_t مع كل الازاحات والتباطؤات لـ u_t هي خاصية مهمة لاثبات ان طريقة ال DOLS نجحت في ازالة التحيز من الدرجة الثانية لطريقة OLS .
التوزيع التقاربي اللوغارتمي لهذه الطريقة :

$$D(\hat{\vartheta}_{dols} - \vartheta) \rightarrow \left(\int_0^1 w_{2(r)} w'_{2(r)} d_r\right)^{-1} \int_0^1 w_{2(r)} dw_{1.2(r)}$$

$$w_{1.2} = w_{11}\ \Omega_{22}^{-1}\ w_{21}$$

ثانيا/ الجانب التطبيقي
: قياس أثر عرض النقد على الرقم
القياسي العام للأسعار فـي العراق
1- نموذج الدراسة: لأغراض هذه الدراسة سنستخدم نموذج انحدار خطي لتحديد طبيعة العلاقة بين عرض النقد بالمعنى الضيق وبين الرقم القياسي العام لاسعار المستهلك على النحو التالي :

$$CPI = \beta_0 + \beta_1 M_1 + \varepsilon_t$$

حيث ان :
CPI : الرقم القياسي العام لاسعار المستهلك
M1 : عرض النقد بالمعنى الضيق
2- وصف البيانات : المعطيات المستخدمة في هذا البحث هي معطيات كل من البنك المركزي العراقي والجهاز المركزي للاحصاء وهي عبارة عن بيانات سنوية للمدة الممتدة من عام 1980 الى عام 2009 وقامت الباحثة بحساب الرقم القياسي العام لاسعار المستهلك باساس 1993 .

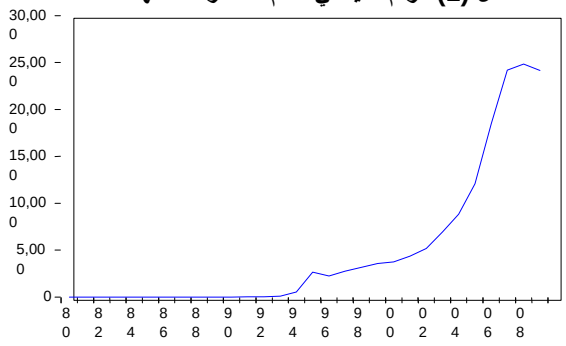
جدول (1)
CPIوالرقم القياسي العام لاسعار المستهلكM1 عرض النقد بالمفهوم الضيق
100 =1993

السنوات	الرقم القياسي لاسعار المستهلك CPI	عرض النقد M1	السنوات	الرقم القياسي لاسعار المستهلك CPI	عرض النقد M1
1980	1.597	2650.2	1995	2672.9	705084
1981	1.911	3645.5	1996	2242.1	960503
1982	2.168	4980.7	1997	2759.2	1038097
1983	2.431	5527.4	1998	3166.7	1351876
1984	2.623	5499.9	1999	3565	1483836
1985	2.735	5777	2000	3742.5	1728006
1986	2.768	6736.6	2001	4355.3	2159089
1987	3.156	8316.7	2002	5196.6	3013601
1988	3.829	9848	2003	6943.5	2898189
1989	4.071	11868.2	2004	8815.6	10148626
1990	6.1736	15359.3	2005	12073.8	11399125
1991	17.7	24670	2006	18500.8	15460060
1992	32.5	43909	2007	24205.5	21721167
1993	100	86430	2008	24851.3	28189934
1994	548.5	238901	2009	24155.1	37300030

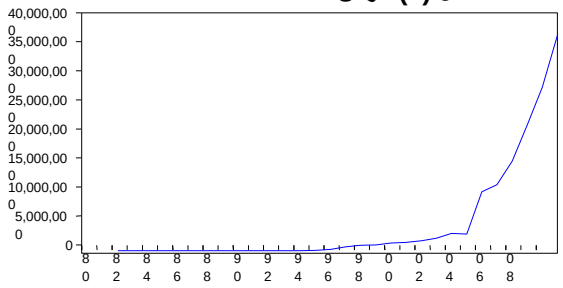
المصدر : جمهورية العراق البنك المركزي العراقي النشرة السنوية ، سنوات مختلفة.

3-رسم السلسلة الزمنية: من اجل تحليل السلسلة الزمنية يتم رسم مشاهداتها لمعرفة الاتجاه العام لها حيث يمثل شكل (1) السلسلة الزمنية الرقم القياسي العام لاسعار المستهلك والشكل(2) السلسلة الزمنية لعرض النقد.

شكل (1) الرقم القياسي العام لاسعار المستهلك



شكل (2) عرض النقد



المصدر: من عمل الباحثان استنادا الى جدول (1)

من خلال شكل (1) و شكل (2) يتبين بان كلا السلسلتين الزمنيتين هما :

1-ليست موسمية

2- غير مستقرة وتمتلك اتجاه عام

4-اختبار الاستقرارية: يتم استخدام اختبار جذر الوحدة للتعرف على درجة تكامل السلسلة الزمنية للمتغيرات الاقتصادية محل الدراسة لمعرفة ما اذا كانت المتغيرات مستقرة أم لا وسوف نعتمد في هذه الدراسة على اختبار ديكي فولر الموسع (ADF) واختبار فرضية العدم القائلة بوجود جذر الوحدة (اي عدم استقرار السلاسل الزمنية) .

ويوضح الجدول (2) النتائج الإحصائية التي تم الحصول عليها من جراء تطبيق اختبار ديكي فولر الموسع عند المستوى وعند الفروق الاولى والفروق الثانية ، كما يتضمن القيم الحرجة لكل اختبار عند مستوى معنوية (5 %) .

الجدول (2)

اختبارات جذر الوحدة لمتغيرات النموذج

المتغيرات	المستوىLevels	الفرق الاول 1st Difference	الفرق الثاني 2nd Difference
CPI	-2.2017	-3.229	-3.651
M1	4.162	1.298	-3.774
القيم الحرجة عند مستوى 5 %	-3.58	-3.59	-3.603

المصدر: من عمل الباحثان استنادا الى جدول (1)

ويتضح من الجدول السابق أن متغيرات السلاسل الزمنية غير مستقرة في مستواها ولا في الفروق الاولى ولكنها بالمقابل مستقرة عند الفروق الثانية وتكون متكاملة من الدرجة (2)~I (بوجود حد ثابت واتجاه) .

4-تحليل التكامل المشترك: بعد التحقق من الشرط الاول الذي يفترض تكامل السلاسل الزمنية من نفس الدرجة نقوم بالكشف عن علاقة المدى الطويل باستعمال اختبار Johansen الذي يعطينا قيمة *trace* λ تحت الفرضيتين التاليتين:

الفرضية الاولى: H0:q=0
الفرضية الثانية: H1:q>0
حيث ترفض الفرضية العدمية لصالح الفرضية البديلة ، اذا كانت قيم *trace* λ المحسوبة اكبر من القيم الحرجة الجدولية

الجدول (3)
اختبارات جوهانسن للتكامل المشترك

فرضية العدم	القيم الحرجة 5 %	*trace* λ	Prob
q=0	15.49671	29.5732	0.0002
q>0	3.841466	0.539496	0.4626

المصدر: من عمل الباحثان استنادا الى جدول (1)

في الجدول السابق يلاحظ ان *trace* λ اقل من القيمة الحرجة عند مستوى 5 % وبذلك فاننا نقبل فرضية العدم بوجود متجه واحد على الأقل للتكامل المشترك مما يدل على وجود توليفة خطية مستقرة بين المتغيرات الاقتصادية (الرقم القياسي العام لاسعار المستهلك ،عرض النقد) .

5-تقدير معادلة انحدار التكامل المشترك: بعد التحقق من وجود علاقة تكامل مشترك بين كل من الرقم القياسي العام لاسعار المستهلك وعرض النقد تم تقدير معادلة انحدار التكامل المشترك وفق طرائق التقدير المشار إليها سابقا وظهرت نتائج البرنامج الاحصائي Eviews7 وكما مبين في الجدول الآتي :

الجدول (4)
تقديرات معادلة انحدار التكامل المشترك

	β_0	β_1	R^2	DW	t statistic	t الجدولية	F statistics	F الجدولية
OLS	1176.6	0.00805	0.91543	0.8251	17.40931	1.701	303.0841	4.20
FMOLS	1011.235	0.000777	0.91156	0.761398	14.09193	1.703	198.5825	4.21
CCR	1154.189	0.000693	0.891236	0.536292	7.170911	1.703	51.42197	4.21
DOLS	827.3615	0.00096	0.968071	1.103155	3.642810	1.717	13.27006	4.30

المصدر: من عمل الباحثان استنادا الى جدول (1)

من الجدول السابق يمكننا استنتاج الآتي :

1. **من خلال قيم المعلمة β_1 يمكن ملاحظة العلاقة الايجابية بين متغير عرض النقد والرقم القياسي العام لاسعار المستهلك خلال المدة المبحوثة 1980-2009 فكلما يزداد عرض النقد بمقدار وحدة واحدة يزداد الرقم القياسي العام لاسعار المستهلك بمقدار قيمة ال β_1.**
2. **كانت قيمة معامل التحديد R^2 عالية وهذا يدل على ان المتغيرات المستخدمة تشرح نسبة كبيرة من سلوك المتغير التابع .**
3. **قيمة داربن واتسن في الطرق الثلاث الاولى هي اقل من الحدين الادنى DL والاعلى DU والبالغة (1.352، 1.489) على التوالي مما يدل على وجود مشكلة الارتباط الذاتي اما في طريقة DOLS فلاتوجد مشكلة .**
4. **عند مقارنة قيم F المحتسبة مع القيم الجدولية نلاحظ ان القيم المحتسبة اكبر من القيم الجدولية، وهذا يدل على معنوية الأنموذج المقدر وعلى جوهرية معامل التحديد .**
5. **عند مقارنة قيم t المحتسبة مع القيم الجدولية نلاحظ معنوية القيم المحتسبة مما يدل على جودة المعادلة المقدرة وقدرة عرض النقد على تفسير التغير الحاصل في الرقم القياسي العام لاسعار المستهلك .**

الاستنتاجات:

1- السلاسل الزمنية للمتغيرات غير مستقرة في مستواها ولافي الفروق الاولى ولكنها بالمقابل مستقرة عند الفروق الثانية ومن ثم فهي متكاملة من الدرجة الثانية الامر الذي يسمح لنا باجراء اختبار التكامل المشترك فيما بينهما.
2- اوضحت النتائج الاحصائية لاختبار التكامل المشترك (اختبار جوهانسن) ان هناك علاقة توازنية طويلة المدى بين عرض النقد والرقم القياسي العام لاسعار المستهلك في العراق .
3- احصائيات السلاسل الزمنية سنوية لاتسمح لنا بدراسة كل التذبذبات التي تطرأ على سياسة كل متغير خلال كامل السنة .
4- ان العلاقة بين التضخم وعرض النقد بمفهومه الضيق موجبة وضعيفة احصائيا مما يعني ان النقد مهم في تحديد التضخم .
5- اثبتت النتائج الاحصائية ان طريقتي المربعات الصغرى الاعتيادية والمربعات الصغرى الديناميكية اعطت نتائج افضل من الطرق الاخرى .

التوصيات

1- ضرورة التحقق في ما اذا كان بالامكان الحصول على النتيجة نفسها عندما نقوم بتحليل مجموعة كبيرة من المتغيرات ، وضرورة اجراء تجارب المحاكاة لتشمل طيفاً اوسع من الحالات .
2- توجيه جهود بحثية مستقبلية نحو تأثير عرض النقد في متغيرات اقتصادية كلية اخرى في نفس عينة الدول المدروسة ولاوقات مختلفة من الزمن وكذلك دراسة نفس المتغيرات في دولٍ اخرى .
3- إجراء المزيد من البحوث الاحصائية في مجال تقدير معادلة انحدار التكامل المشترك على المدى القصير والطويل .

المصـادر

المصادر العربية

1- الحمود، غدير سعد (2004) " العلاقة بين الاستثمار العام والاستثمار الخاص في اطار التنمية الاقتصادية السعودية " رسالة ماجستير ، كلية العلوم الادارية ،جامعة الملك سعود.

2- العبدلي ، عابد بن عبد (2005) " تقدير اثر الصادرات على النمو الاقتصادي في الدول الاسلامية :دراسة تحليلية قياسية " بحث اقتصادي ، قسم الاقتصاد الاسلامي ، جامعة ام القرى

3- الغنام ، حمد بن عبدالله " العلاقة السببية بين النقود والدخل في المملكة العربية السعودية باستخدام التكامل المشترك " بحث اقتصادي ، قسم الاقتصاد ، كلية العلوم الادراية ،جامعة الملك سعود .

المصادر الانجليزية

Cointegration Notes1.،4-" Differencing and Cointegration "
.edu/economics/vinod/cointegr.pdf.www.Fordham

5-Gujarati , " Basic Econometrics ", Forth Edition , preface.

-James D.Hamilton , " Time Series Analysis " , Princeton – New Jersey .6

7- Jesus Gonzalo, " Five Alternative Methods of Estimating Long-Run Equilibrium relationships ",Journal of Econometrics 60 (1994) 203-233. North Holland .

8- Jose G. Montalvo , " Comparing Cointegrating Regression Estimators: Some additional Monte Carlo results ", Economics letters 48(1995) 229-234 .

9-" Unit Root Test "
. Washington.edu/ezivot/econ584/notes/unit root . pdf.www.Faculty

الجدول (5)
القيم الحرجة لاختباري فيليب – بيرون وديكي فولر مبنية على أساس معاملات مقدرة للانحدار الذاتي بواسطة (OLS)

TABLE B.5
Critical Values for the Phillips-Perron Z_ρ Test and for the Dickey-Fuller Test Based on Estimated *OLS* Autoregressive Coefficient

Sample size T	*Probability that $T(\hat{\rho} - 1)$ is less than entry*							
	0.01	*0.025*	*0.05*	*0.10*	*0.90*	*0.95*	*0.975*	*0.99*
				Case 1				
25	−11.9	−9.3	−7.3	−5.3	1.01	1.40	1.79	2.28
50	−12.9	−9.9	−7.7	−5.5	0.97	1.35	1.70	2.16
100	−13.3	−10.2	−7.9	−5.6	0.95	1.31	1.65	2.09
250	−13.6	−10.3	−8.0	−5.7	0.93	1.28	1.62	2.04
500	−13.7	−10.4	−8.0	−5.7	0.93	1.28	1.61	2.04
∞	−13.8	−10.5	−8.1	−5.7	0.93	1.28	1.60	2.03
				Case 2				
25	−17.2	−14.6	−12.5	−10.2	−0.76	0.01	0.65	1.40
50	−18.9	−15.7	−13.3	−10.7	−0.81	−0.07	0.53	1.22
100	−19.8	−16.3	−13.7	−11.0	−0.83	−0.10	0.47	1.14
250	−20.3	−16.6	−14.0	−11.2	−0.84	−0.12	0.43	1.09
500	−20.5	−16.8	−14.0	−11.2	−0.84	−0.13	0.42	1.06
∞	−20.7	−16.9	−14.1	−11.3	−0.85	−0.13	0.41	1.04
				Case 4				
25	−22.5	−19.9	−17.9	−15.6	−3.66	−2.51	−1.53	−0.43
50	−25.7	−22.4	−19.8	−16.8	−3.71	−2.60	−1.66	−0.65
100	−27.4	−23.6	−20.7	−17.5	−3.74	−2.62	−1.73	−0.75
250	−28.4	−24.4	−21.3	−18.0	−3.75	−2.64	−1.78	−0.82
500	−28.9	−24.8	−21.5	−18.1	−3.76	−2.65	−1.78	−0.84
∞	−29.5	−25.1	−21.8	−18.3	−3.77	−2.66	−1.79	−0.87

الجدول (6)
القيم الحرجة لاختباري فيلبس-بيرون وديكي فولر على أساس إحصائية t لتقدير (OLS)

TABLE B.6
Critical Values for the Phillips-Perron Z_t Test and for the Dickey-Fuller Test Based on Estimated *OLS* t Statistic

Sample size T	*Probability that* $(\hat{\rho}-1)/\hat{\sigma}_{\hat{\rho}}$ *is less than entry*							
	0.01	*0.025*	*0.05*	*0.10*	*0.90*	*0.95*	*0.975*	*0.99*
				Case 1				
25	−2.66	−2.26	−1.95	−1.60	0.92	1.33	1.70	2.16
50	−2.62	−2.25	−1.95	−1.61	0.91	1.31	1.66	2.08
100	−2.60	−2.24	−1.95	−1.61	0.90	1.29	1.64	2.03
250	−2.58	−2.23	−1.95	−1.62	0.89	1.29	1.63	2.01
500	−2.58	−2.23	−1.95	−1.62	0.89	1.28	1.62	2.00
∞	−2.58	−2.23	−1.95	−1.62	0.89	1.28	1.62	2.00
				Case 2				
25	−3.75	−3.33	−3.00	−2.63	−0.37	0.00	0.34	0.72
50	−3.58	−3.22	−2.93	−2.60	−0.40	−0.03	0.29	0.66
100	−3.51	−3.17	−2.89	−2.58	−0.42	−0.05	0.26	0.63
250	−3.46	−3.14	−2.88	−2.57	−0.42	−0.06	0.24	0.62
500	−3.44	−3.13	−2.87	−2.57	−0.43	−0.07	0.24	0.61
∞	−3.43	−3.12	−2.86	−2.57	−0.44	−0.07	0.23	0.60
				Case 4				
25	−4.38	−3.95	−3.60	−3.24	−1.14	−0.80	−0.50	−0.15
50	−4.15	−3.80	−3.50	−3.18	−1.19	−0.87	−0.58	−0.24
100	−4.04	−3.73	−3.45	−3.15	−1.22	−0.90	−0.62	−0.28
250	−3.99	−3.69	−3.43	−3.13	−1.23	−0.92	−0.64	−0.31
500	−3.98	−3.68	−3.42	−3.13	−1.24	−0.93	−0.65	−0.32
∞	−3.96	−3.66	−3.41	−3.12	−1.25	−0.94	−0.66	−0.33

الجدول (7)
القيم الحرجة لاختبار ديكي فولر مبنية على أساس احصاءة F لـ (OLS)

TABLE B.7
Critical Values for the Dickey-Fuller Test Based on the *OLS F* Statistic

Sample size	*Probability that F test is greater than entry*							
T	*0.99*	*0.975*	*0.95*	*0.90*	*0.10*	*0.05*	*0.025*	*0.01*
				Case 2				
	(F test of $\alpha = 0, \rho = 1$ in regression $y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + u_t$)							
25	0.29	0.38	0.49	0.65	4.12	5.18	6.30	7.88
50	0.29	0.39	0.50	0.66	3.94	4.86	5.80	7.06
100	0.29	0.39	0.50	0.67	3.86	4.71	5.57	6.70
250	0.30	0.39	0.51	0.67	3.81	4.63	5.45	6.52
500	0.30	0.39	0.51	0.67	3.79	4.61	5.41	6.47
∞	0.30	0.40	0.51	0.67	3.78	4.59	5.38	6.43
				Case 4				
	(F test of $\delta = 0, \rho = 1$ in regression $y_t = \alpha + \delta t + \rho y_{t-1} + u_t$)							
25	0.74	0.90	1.08	1.33	5.91	7.24	8.65	10.61
50	0.76	0.93	1.11	1.37	5.61	6.73	7.81	9.31
100	0.76	0.94	1.12	1.38	5.47	6.49	7.44	8.73
250	0.76	0.94	1.13	1.39	5.39	6.34	7.25	8.43
500	0.76	0.94	1.13	1.39	5.36	6.30	7.20	8.34
∞	0.77	0.94	1.13	1.39	5.34	6.25	7.16	8.27