# تقدير انحدار التكامل المشترك في السلاسل الزمنية

**رانيا فكري محمود**
**المعمل المركزي لبحوث التصميم والتحليل الإحصائي- مركز البحوث الزراعية**

**مقدمة:**

يعتبر أسلوب تحليل انحدار التكامل المشترك من الأساليب الإحصائية الحديثة التي تهتم بدراسة العلاقة بين المتغيرات في المدى الطويل حتى لو ابتعدت هذه المتغيرات عن قيم توازنها في المدى القريب فإذا كانت الفروق بين قيم المتغيرات تسمح بإعادة الاستقرار للسلاسل الزمنية إلا أنها تفقد كل المعلومات المرتبطة بسلوك هذه المتغيرات في المدى الطويل، فقد أدت مساهمات جرانجر (١٩٦٩) إلى توضيح مفهوم التكامل المشترك بين متغيرين أو أكثر من الناحية الإحصائية وهو وجود توازن طويل المدى بين هذين المتغيرين وأصبح يستعمل وبشكل خاص في الحالات التي تؤثر فيها علاقات المدى الطويل في القيمة الحالية للمتغير موضع الدراسة فضلاً عن أهمية التكامل المشترك في تحليل السلاسل الزمنية، وتعرف درجة تكامل المتغير$Y$ بأنه متكامل من الرتبة $d$إذا أمكن جعله ساكناً أو مستقراً بعد أخذ $d$ من الفروق، ويركز تحليل التكامل المشترك من خلال التركيز علي سلوك البواقي (*Residuals*) في النموذج حتى يمكن من خلالها التغلب علي مشكلة عدم استقرار السلاسل الزمنية ويحاول استحداث علاقة توازنية في المدى الطويل بين المتغيرات بما يحقق استقرار العلاقة الاقتصادية بينها.

**مشكلة الدراسة:**

المشكلة التي تواجهنا هي أن معظم السلاسل الزمنية تكون غير مستقرة ولكنها متكاملة من نفس الدرجة (الدرجة الأولى أو الدرجة الثانية) وفي هذه الحالة فإن البحث عن العلاقة في المدى الطويل باستخدام السلاسل الزمنية غير المستقرة لا يخلو من خطورة عدم دقة النتائج المتحصل عليها، كما أن استخدام الفروق التي قد تسمح بإعادة الاستقرار لهذه السلاسل الزمنية قد يترتب عليها فقد كل المعلومات المرتبطة بسلوك هذه المتغيرات على المدى الطويل وهو ما يضعف من درجة الثقة في التنبؤ بسلوك المتغيرات في المستقبل.

**أهداف الدراسة:**

تستهدف الدراسة توضيح واختبار العلاقة التوازنية للسلاسل الزمنية في المدى الطويل بين الناتج المحلي والرقم القياسي لأسعار الجملة خلال الفترة (١٩٨٦- ٢٠١٦)، واختبارها من حيث الاستقرار وتحديد درجة تكاملها واختبار التكامل المشترك والعلاقة السببية ومن ثم استخدام بعض طرق تقدير انحدار التكامل المشترك مع المقارنة الواضحة بينها لإيجاد مقدرات دقيقة وذات خصائص جيدة يمكن الاعتماد عليها في التنبؤ بدقة عالية.

**الطريقة البحثية ومصادر البيانات:**

تهتم الدراسة بصفة أساسية بالكشف عن استقرار السلسلة الزمنية لكل من الناتج المحلي الإجمالي والرقم القياسي لأسعار الجملة باستخدام اختبار *Augmented Dickey Fuller* (*ADF*) واختبار *Granger* للعلاقة السببية بين المتغيرات مع إجراء تحليل التكامل المشترك بواسطة اختبار *Johansen* ومن ثم استخدام طرق تقدير التكامل المشترك مثل طريقة المربعات الصغرى (*OLS*) وطريقة المربعات الصغرى المعدلة (*FMOLS*) وطريقة انحدار التكامل المشترك القويم (*CCR*) وطريقة المربعات الصغرى الديناميكية (*DOLS*) حتى يتسنى المقارنة فيما بينها لتحديد الطريقة الأكفأ، وقد اعتمدت الدراسة على البيانات التي تصدر عن نشرات البنك الدولي خلال الفترة (١٩٨٦- ٢٠١٦).

**نتائج الدراسة**

**الوصف الإحصائي للبيانات:**

يبين جدول (١) الوصف الإحصائي لكل من الرقم القياسي لأسعار الجملة والناتج المحلي بالمليار جنيه خلال الفترة (١٩٨٦- ٢٠١٦) ومنه يتبين أن إجمالي طول السلسلة الزمنية موضع الدراسة يبلغ ٣١ سنة، حيث يشير الوصف الإحصائي البيانات الرقم القياسي لأسعار الجملة إلي أن المتوسط

الحسابي للسلسلة الزمنية يبلغ نحو ٤٥٦ وتقدر قيمة الوسيط بنحو ٣٨٥ وبحد أدني ١٠٠ لسنة الأساس ١٩٨٦ وبحد أعلي يبلغ نحو ٨١٦ لسنة ٢٠١٦ وبانحراف معياري يقدر بنحو ٢١٧ وبالتواء موجب قدره ٠.٠٩ وبدرجة تفرطح سالبة تقدر بنحو -١,١٥، وبالنسبة للناتج المحلي خلال الفترة (١٩٨٦- ٢٠١٦) يتبين أن المتوسط الحسابي للفترة الزمنية موضع الدراسة يقدر بنحو ٦٩٠ مليار جنيه بينما تقدر قيمة الوسيط بنحو ٣٥٩ مليار جنيه وبحد أدني يبلغ نحو ٣٨ مليار جنيه عام ١٩٨٦ وبحد أعلي يبلغ نحو ٢٧٠٨ مليار جنيه عام ٢٠١٦ وبالتواء موجب قدره ١.٤٣ وبدرجة تفرطح موجب تقدر بنحو ١.٠٧.

**جدول (١) الوصف الإحصائي للرقم القياسي لأسعار الجملة والناتج المحلي الإجمالي بالمليار جنيه خلال الفترة (١٩٨٦- ٢٠١٦)**

| البيان | حجم العينة | المتوسط | الوسيط | الحد الأعلى | الحد الأدنى | الانحراف المعياري | الالتواء | التفرطح |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| الرقم القياسي لأسعار الجملة | ٣١ | ٤٥٦ | ٣٨٥ | ٨١٦ | ١٠٠ | ٢١٧ | ٠.٠٩ | ١.١٥- |
| الناتج المحلي | ٣١ | ٦٩٠ | ٣٥٩ | ٢٧٠٨ | ٣٨ | ٧٥٣ | ١.٤٣ | ١.٠٧ |

المصدر: حسب من بيانات جدول (١) بالملحق.

**تطور الرقم القياسي والناتج المحلي الإجمالي:**

يوضح جدول (٢) معادلات الاتجاه الزمني العام لتطور الرقم القياسي لأسعار الجملة والناتج المحلي الإجمالي خلال الفترة (١٩٨٦- ٢٠١٦) حيث يتبين أن الرقم القياسي لأسعار الجملة يتزايد سنوياً بنحو ٣,٦٧% ويعتبر هذا التزايد معنوي إحصائياً حيث يفسر عامل الزمن نحو ٩٨% من إجمالي التغيرات في الرقم القياسي لأسعار الجملة الناتج المحلي الإجمالي خلال فترة الدراسة، بينما يتزايد الناتج المحلي الإجمالي سنوياً بنحو ٦٠,١٤ مليار جنيه ويعتبر هذا التزايد معنوي إحصائياً حيث يفسر عامل الزمن نحو ٧٨% من إجمالي التغيرات في الناتج المحلي الإجمالي خلال فترة الدراسة.

**جدول (٢) معادلات الاتجاه الزمني العام لتطور الرقم القياسي لأسعار الجملة والناتج المحلي خلال الفترة (١٩٨٦- ٢٠١٦).**

| المتغير | المعادلة | $R$ | $R^2$ | $F$ |
|---|---|---|---|---|
| الرقم القياسي لأسعار الجملة | $\hat{Y}_i = \underset{(8.22)^{**}}{77.91} + \underset{(45.81)^{**}}{23.67} X_i$ | 0.99 | 0.98 | $(2098)^{**}$ |
| الناتج المحلي بالمليار جنيه | $\hat{Y}_i = \underset{(-3.99)^{**}}{-461.73} + \underset{(9.85)^{**}}{60.14} X_i$ | 0.88 | 0.78 | $(97.19)^{**}$ |

المصدر: حسب من بيانات جدول (١) بالملحق.

**التكامل المشترك *Cointegration*:**

يستخدم التكامل المشترك بواسطة *Granger Engel and Granger* (1987) *-Engle* لمعالجة عدم الاستقرار في السلاسل الزمنية، فإذا وجدت سلسلتين زمنيتين أو أكثر غير مستقرتين فإن التركيب الخطي لهذه السلاسل الزمنية مستقراً أي أن السلسلتين سوف يقتسمان اتجاه عشوائي مشترك *Share a Common Stochastic Trend* لتطبيق التكامل المشترك بين المتغيرات المستخدمة في الدراسة يجب وألاً تحديد رتبة التكامل المشترك بين تلك المتغيرات باستخدام اختبار جذر الوحدة وأنها متكاملة من نفس الدرجة، ثم بعد ذلك يتم التأكد من وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بينها بواسطة اختبار التكامل المشترك.

يكون هناك تكامل مشترك بين متغيرين أو أكثر إذا اشتركا بالاتجاه نفسه أي إذا كانت لهما علاقة توازنية طويلة الأجل ويمكن القول عن السلسلة $X_t$ أنها متكاملة من الدرجة $d$ إذا كان بالإمكان القيام بعدد من الفروق يساوي $d$ للحصول علي سلسلة مستقرة، بحيث تكون علاقة التكامل في المدى القصير للسلسلتين $X_t$ ، $Y_t$ تطور متباعد (أي أن كلاهما غير مستقر) لكن في المدى الطويل فإن تطورهما يكون متماثل وبالتالي توجد علاقة مستقرة بين $X_t$ ، $Y_t$.

**اختبار جذر الوحدة لإستقرارية السلاسل الزمنية:**

بين الاقتصادي *Yule* (١٩٨٩) نوعاً من العلاقات تسمي بالعلاقات الوهمية *Spurious Regression* بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة والتي تعني بعدم وجود علاقة بين عدد من المتغيرات في الواقع ولكن مع ذلك يتبين عند تقدير الانحدار أن معامل التحديد ذو قيمة عالية مقابل قيمة منخفضة لاختبار ديربن واتسون مما يوحي بعلاقة قوية بين المتغيرات ولكن ذلك يخفي عدم صحة اتجاه تلك العلاقة أو حتى عدم وجودها في الواقع، ومن أهم أسباب هذه العلاقة هو عدم سكون السلاسل الزمنية للمتغيرات ومن هنا تأتي أهمية التكامل المشترك في محاولة التوصل إلي علاقة ساكنة بين المتغيرات ولو تبين أن الانحدار وهمي وذلك للتوصل إلي العلاقات الحقيقية التي تربط المتغيرات فيما بينها وتكون السلسلة الزمنية ساكنة عندما يكون متوسطها وتباينها ثابتين عبر الزمن وبالتالي تكون السلسلة غير ساكنة إذا كان متوسطها أو تباينها متغيراً أو كلاهما معاً.

يعتبر اختبار *Augmented Dickey Fuller* (*ADF*) واحد من أهم اختبارات جذر الوحدة *Unit Root* الذي يستخدم للتعرف على مدى استقرار السلسلة الزمنية للمتغيرات موضع الدراسة ودرجة تكاملها حيث أنكثيراً من السلاسل الزمنية تتسم بعدم الاستقرار لاحتوائها على جذر الوحدة، ويعني وجود جذر الوحدة في أي سلسلة زمنية هو أن متوسط وتباين المتغير غير مستقلين عن الزمن، ويمكن إجراء هذا الاختبار بحد ثابت واتجاه عام أو بحد ثابت فقط أو بدون حد ثابت واتجاه عام.

أولاً : بتقدير انحدار *Augmented Dickey Fuller* الذي يحتوي على حد ثابت واتجاه عام ( *Intercept and Trend*).

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta T + (p-1)Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} p_j \Delta Y_{t-1} + e_t$$

ثانياً : بتقدير انحدار *Augmented Dickey Fuller* الذي يحتوي على حد ثابت (*intercept*) فقط.

$$\Delta Y_t = \alpha + (p-1)Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} p_j \Delta Y_{t-1} + e_t$$

ثالثاً : بتقدير انحدار *Augmented Dickey Fuller* بدون حد ثابت واتجاه عام ( *Without Intercept and Trend*).

$$\Delta Y_t = (p-1)Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} p_j \Delta Y_{t-1} + e_t$$

حيث أن:

$\Delta$ = تشير إلى الفرق الأول للسلسلة الزمنية $Y_t$.

$Y_t$ = تشير إلى المتغير الذي يتم اختبار إستقرارية سلسلته الزمنية.

$p$ = معلمة المتغير المتباطئ، $t$ = الاتجاه الزمني $e_t$ = حد الخطأ العشوائي.

يعتمد هذا الاختبار على فرضيتين أساسيتين:

إذا كانت القيمة الإحصائية $t$ المحسوبة للقيمة $p$ أكبر من القيمة الإحصائية $t$ الجدولية المناظرة المحسوبة عند مستوى معنوية فنقبل فرضية العدم القائلة بأن $Y_t$ غير ساكن في مستواه (أي أن السلسة الزمنية ل $Y_t$ تحتوي على جذر الوحدة) وهو ما يتطلب إعادة الاختبار مرة أخرى لكن بعد أخذ الفروق، أما أذا كانت القيمة الإحصائية $t$ المحسوبة أقل من القيمة لإحصائية $t$ الجدولية فيتم رفض فرضية العدم ومن ثم تكون

السلسلة الزمنية ل $Y_t$ خالية من جذر الوحدة وعندئذ تكون هذه السلسلة متكاملة من الدرجة صفر أي $I(0)$ أما إذا تطلب الانتقال إلي الفروق ($d = 1, 2, \cdots$) لجعلها مستقرة نقول أنها متكاملة من الدرجة $I(d)$.
يوضح جدول (٣) أهم النتائج الإحصائية التي تم الحصول عليها من تطبيق اختبار *Augmented Dickey Fuller* عند المستوى وعند الفروق الأولى والفروق الثانية، كما يتضمن القيم الحرجة عند مستوى معنوية ٥% للمتغيرات (الرقم القياسي لسعر الجملة، الناتج المحلي الإجمالي)، حيث يتبين أن السلسلة الزمنية للرقم القياسي لسعر الجملة غير مستقرة في مستواها وعند الفرق الأول حيث أن قيمة $t$ المحسوبة أكبر من قيمة $t$ الجدولية لاختبار ($ADF$)، بينما عند أخذ الفرق الثاني أصبحت السلسلة مستقرة، كما يتبين أن السلسلة الزمنية للناتج القومي غير مستقرة في مستواها وعند الفرق الأول حيث أن قيمة $t$ المحسوبة أكبر من قيمة $t$ الجدولية لاختبار($ADF$) بينما عند أخذ الفرق الثاني أصبحت السلسلة مستقرة.

**جدول (٣) القيم الحرجة لكل من الرقم القياسي لأسعار الجملة والناتج المحلي الإجمالي لاختبار($ADF$)**

| السلسلة الزمنية | المستوى *Level* | | | الفرق الأول *Difference 1* | | | الفرق الثاني *Difference 2* | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | بدون ثابت | مع الثابت | الثابت والاتجاه | بدون ثابت | مع الثابت | الثابت والاتجاه | بدون ثابت | مع الثابت | الثابت والاتجاه |
| الرقم القياسي لأسعار الجملة | 1.53 | -0.62 | -2.37 | -1.06 | -2.64 | -2.59 | -5.51 | -5.40 | -5.28 |
| الناتج المحلي | 4.51 | 4.19 | 3.15 | 2.21 | 1.01 | -1.12 | -4.82 | -6.10 | -8.19 |
| القيمة الحرجة عند مستوى ٥% | -1.95 | -2.97 | -3.58 | -1.95 | -2.97 | -3.58 | -1.95 | -2.97 | -3.58 |

المصدر: حسب من بيانات جدول (١) بالملحق.

**تحليل التكامل المشترك:**

تعتمد طريقة التكامل المشترك في الأساس على أن متغيرين أو أكثر غير ساكنين يمكن أن يكون بينهما تكاملا مشتركاً (بمعني وجود علاقة توازنية بينهما علي المدى الطويل) إذا كانت البواقي نفسها ساكنة في انحدار أحدهما علي الأخر وعادة إذا حقق متغير ما خاصية السكون بعد أخذ الفروق له عدد $d$ من المرات فإن هذا المتغير يعتبر متكاملاً من الدرجة d ويرمز له بـ I($d$) وفي المقابل إذا كان المستوي (*Level*) لمتغير ما بالفعل ساكن فإن هذا المتغير يعتبر I($d$). أي أن التكامل المشترك هو أسلوب لمعالجة عدم الاستقرار في السلاسل الزمنية فإذا وجدت سلسلتين زمنيتين أو أكثر غير مستقرتين، فلكي يتم تطبيق التكامل المشترك بين المتغيرات المستخدمة في الدراسة يجبأولاً تحديد رتبة التكامل المشترك بين تلك المتغيرات باستخدام اختبار جذر الوحدة والتحقق من الشرط الأول الذي يفترض تكامل السلاسل الزمنية من نفس الدرجة، ثم بعد ذلك يتم التأكد من وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بينها بواسطة اختبار التكامل المشترك، وقد أقترح *Johansen* (1990) إجراء اختبارين لاختبار مدى وجود تكامل مشترك بين السلاسل الزمنية موضوع الدراسة وتحديد عدد متجهات التكامل المشترك $r$ المعنويةإحصائياً الاختبار الأول هو اختبار الأثر $\lambda_{trace}$ *Trace test* () ويحسب بالعلاقة التالية:

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

$T$ = حجم العينة، $r$ = عدد متجهات التكامل المشترك، $\lambda_i$ = القيم الذاتية، $n$ = عدد المتغيرات، وتنص فرضية العدم على وجود عدد من متجهات التكامل المشترك يساوي على الأكثر$r$ فرضية العدم لهذا الاختبار تتمثل في أن عدد متجهات التكامل المشترك أقل أو يساوي $r$ مقابل الفرضية البديلة $r \le n$ ، أما الاختبار الثاني هو اختبار القيم المميزة العظمى *Maximum Eigenvalue Test* ( $\lambda_{\max}$ ) الذي تحسب وفق العلاقة التالية:

$$\lambda_{\max} = -T\ In\,(1 - \lambda_i)$$

يجري اختبار فرضية العدم الذي ينص على وجود $r$ من متجهات التكامل المشترك مقابل الفرضية البديلة $r$+1 من متجهات التكامل المشترك، وتم اختبار فرضية العدم في كلاً الاختبارين بمقارنة قيم إحصائيات الاختبار المحسوبة بقيم إحصائيات الاختبار الجدولية المناظرة الواردة في *Johansen and Juselies* (1990) عند مستوى معنوية معين في ظل الفرضيتين التاليتين:

الفرض الأول $H_0 : r = 0$

الفرض الثاني $H_1 : r = 1$

يرفض فرض العدم لصالح الفرض البديل إذا كانت قيم $\lambda_{trace}$ المحسوبة أكبر من القيم الحرجة الجدولية، ومن ثم يشير جدول (٤) إلى أن قيمة $\lambda_{trace}$ أقل من القيمة الحرجة عند مستوى معنوية ٥%، ويلاحظ من دراسة إستقرارية السلاسل الزمنية أنها جميعاً متكاملة من الدرجة الثانية، وبالتالي فإن السلاسل الزمنية تنمو بنفس وتيرة الاتجاه على المدى الطويل مما يجعل هناك إمكانية لوجود تكامل مشترك بين الناتج المحلي الإجمالي والرقم القياسي لأسعار الجملة، ولتحديد وجود علاقة تكامل مشترك من عدمه فإنه تم استخدام اختبار *Johansen* وكانت نتائج اختبار التكامل المشترك كما يلي:

من خلال نتائج اختبار *Johansen* للتكامل المشترك وبالاعتماد على اختبار الأثر $\lambda_{trace}$ في السطر الأول $r$=0 تشير النتائج إلى رفض فرض العدم بعدم وجود تكامل مشترك ويتم قبول الفرض البديل بأن المتغيرات متكاملة، لأن القيمة المحسوبة لاختبار $\lambda_{trace}$ أكبر من القيمة الجدولية عند مستوى معنوية ٥% $(t_{tab} = (25.872 \langle \lambda_{trace} = 32.353)$.

أما من خلال اختبار تعظيم الجذر الكامن (*Test of Maximum Eigenvalue*) فإننا نرفض أيضاً فرضية العدم $r$=0 (عدم وجود علاقة تكامل مشترك) ونقبل الفرض البديل بأن المتغيرات متكاملة لأن القيمة المحسوبة لاختبار $\lambda_{\max}$ أكبر من القيمة الجدولية عند مستوى معنوية ٥% $(t_{tab} = 19.387 \langle \lambda_{\max} = 26.539)$، مما يدل على وجود علاقة توازن في المدى الطويل أي أن هناك علاقة سببية بين المتغيرات الداخلة في النموذج أي إنها لا تبتعد كثيراً عن بعضها البعض في المدى الطويل بحيث تظهر سلوكاً متشابهاً.

عندما $r$=1 في اختبار الأثر فإن $(t_{tab} = (12.518 \rangle \lambda_{trace} = 5.813)$ وبالتالي فإننا نقبل فرض العدم بوجود متجه واحد على الأقل للتكامل المشترك مما يدل على توليفة خطية مستقرة بين المتغيرات الاقتصادية موضع الدراسة (الرقم القياسي لأسعار الجملة والناتج المحلي الإجمالي)، كما يؤكد اختبار تعظيم الجذر الكامن (*Test of Maximum Eigenvalue*) أيضاً بوجود متجه واحد على الأقل للتكامل المشترك وذلك لأن $(t_{tab} = (12.518 \rangle \lambda_{\max} = 5.813)$.

**جدول (٤) اختبار *Johansen* للتكامل المشترك بين الرقم القياسي لأسعار الجملة والناتج المحلي الإجمالي**

| الفرضيات | قيمة $\lambda_{trace}$ | القيمة الحرجة عند مستوى ٥% | قيمة $\lambda_{\max}$ | القيمة الحرجة عند مستوى ٥% |
|---|---|---|---|---|
| لا يوجد $r$=0 | 32.35 | 25.872 | 26.53 | 19.387 |
| على الأقل متجه واحد $r$=1 | 5.81 | 12.518 | 5.81 | 12.518 |

المصدر: حسب من بيانات جدول (١) بالملحق.

**اختبار جرانجر للعلاقة السببية (*Granger Causality test*) :**

يستخدم نموذج *Granger* في أغلب دراسات السلاسل الزمنية ويطلق على العلاقة السببية بين المتغيرات الاقتصادية على أن التغير في القيم الحالية والماضية لمتغير ما يسبب التغير في متغير أخروطبقاً لذلك أن التغير في قيم $X_t$ يتسبب بواسطة المتغير $Y_t$ إذا توقع قيمة $X_t$ بدقة أكبر باستخدام القيمة السابقة $X_t$ إضافة إلى القيم السابقة $Y_t$ فإذا كانت قيمة الاختبار الإحصائي $F$ أكبر من القيمة المحسوبة عندئذ يتم رفض فرضية $Y_t$ تسبب $X_t$ حسب مفهوم *Granger*، ومن أجل اختبار تحديد هل $X_t$ سبب $Y_t$ يتم إعادة نفس الخطوات السابقة بتقدير معادلة $X_t$ على قيمتها الماضية بالإضافة إلى القيم الحالية والماضية $Y_t$ وهناك أربعة احتمالات لاتجاهات السببية:

١- اتجاه أحادي السببية من $X$ إلى $Y$ ٢- اتجاه أحادي السببية من $Y$ إلى $X$

٣- اتجاه ثنائي السببية من $X$ إلى $Y$ ومن $Y$ إلى $X$ ٤- الاستقلالية بين $X$ , $Y$

بعد دراسة إستقرارية السلسلة الزمنية للمتغيرات الاقتصادية وهي الناتج المحلي الإجمالي والرقم القياسي لأسعار الجملة، تم إجراء اختبار *Granger* للعلاقة السببية باستخدام برنامج (*Eviews*)، وقد تبين من جدول (٥) أن أفضل علاقة سببية يمكن أن تتحقق في التباطؤ الزمني حيث بلغت قيمة $F$ المحسوبة (٣.٢٥) وهي معنوية عند مستوي ٥% أي رفض فرضية العدم وقبول الفرضية البديلة، وأن هناك علاقة سببية باتجاه واحد ما بين الرقم القياسي لأسعار الجملة والناتج المحلي الإجمالي أي أن التغير في الناتج المحلي الإجمالي يؤدي إلى التغير في الرقم القياسي لأسعار الجملة وهو ما يتفق مع المنطق الاقتصادي وليس العكس حيث أن النتائج توضح أن التغير في الرقم القياسي لأسعار الجملة لا يؤدي إلى التغير في الناتج المحلي الإجمالي حيث أن قيمة $F$ المحسوبة تقدر بنحو ٠.٢١٣ وهي غير معنوية عند مستوي المعنوية ٥%.

**جدول (٥) نتائج اختبار جرانجر للسببية**

| *Null Hypothesis* | *obs* | *F-Statistic* | *prob* |
|---|---|---|---|
| *IND does not Granger Cause GDP* | 27 | 3.25 | 0.035 |
| *GDP does not Granger Cause IND* | | 0.213 | 0.927 |

المصدر: نتائج التحليل لبرنامج *Eviews*

*IND* = الرقم القياسي لأسعار الجملة *GDP* = الناتج المحلي الإجمالي بالمليار جنيه

**تقدير انحدار التكامل المشترك:**

يتبين من جدول (٦) الطرق المختلفة لتقدير انحدار التكامل المشترك وهي طريقة المربعات الصغرى (*OLS*) وطريقة المربعات الصغرى المعدلة (*FMOLS*) وطريقة انحدار التكامل المشترك القويم (*CCRE*) وطريقة المربعات الصغرى الديناميكية (*DOLS*):

**١- طريقة المربعات الصغرى العادية (*OLS*):**

تعتمد طريقة المربعات الصغرى العادية على الحصول على مقدرات الانحدار حيث تمثل $\alpha$ الجزء الثابت، $\beta$ الميل بحيث يتم تصغير مجموع مربعات البواقي إلى آدني قيمة لها، ثم يتم تقدير مجموع المربعات البواقي ومنه يتم الحصول على $\alpha$ , $\beta$ وتأخذ نموذج الانحدار الخطي البسيط الصورة الآتية:

$$Y_i = \hat{\alpha} + \hat{\beta}X + u_i$$

يوضح جدول (٦) المعادلة الأولى لتقدير انحدار التكامل المشترك بين المتغير التابع (الرقم القياسي لأسعار الجملة) والمتغير المستقل (الناتج المحلي الإجمالي) بطريقة المربعات الصغرى العادية (*OLS*) حيث يتبين أن زيادة الناتج المحلي الإجمالي بنحو مليار جنيه فإن الرقم القياسي لسعر الجملة يتزايد سنوياً بنحو ٠.٢٥%، وتعتبر هذه الزيادة معنويةإحصائياً عند مستوى معنوية ١%، ويفسر الناتج المحلي الإجمالي نحو ٧٩% من إجمالي التغيرات في الرقم القياسي لأسعار الجملة.

**٢- طريقة المربعات الصغرى المعدلة (*FMOLS*):**

هي طريقة تصحيح لطريقة المربعات الصغرى العادية أوجدها الباحثان *Phillips And Hansen* للحصول علي تقديرات مثالية لمعالم انحدار التكامل المشترك في محاولة للتخلص جذر الوحدة دون معرفة مسبقة لعدد جذور الوحدة في النموذج والتي تنشأ عن وجود علاقة التكامل المشترك ودون اختبار مسبق لتحديد أبعاد هذا التكامل، إذ أن الفكرة الأساسية هي الحصول على وسيط غير متحيز ومقارب للتوزيع الطبيعي، وترتكز هذه الطريقة على إجراء تحويلات في المتغير التابع وفي الخطوة الثانية يتم تصحيح مقدرات طريقة المربعات الصغرى العادية في الانحدار لتعديل $Y_t$ لذلك سميت بطريقة المربعات الصغرى المعدلة، يتبين بدراسة طريقة المربعات الصغرى المعدلة (*FMOLS*) ، وبتطبيق هذه الطريقة علي بيانات السلسلة الزمنية موضع الدراسة كما توضحها المعادلة الثانية بجدول (٦) فإن بزيادة الناتج المحلي الإجمالي بنحو مليار جنيه فإن الرقم القياسي لسعر الجملة يتزايد سنوياً بنحو ٠,٢٤%، وتعتبر هذه الزيادة معنوية عند مستوى معنوية ١% ويفسر الناتج المحلي الإجمالي نحو ٨٠% من إجمالي التغيرات الحادثة في الرقم القياسي لسعر الجملة.

**٣- طريقة انحدار التكامل المشترك القويم (*CCR*):**

هي طريقة تصحيح تم اكتشافها من قبل الباحث *Park* (١٩٩٢) وهذه الطريقة مماثلة لطريقة المربعات الصغرى المعدلة (*FMOLS*) لكن التصحيح يكون لكلا المتغيرين ($Y_t$ ، $X_t$) لذلك يستند على تحويل المتغيرات في انحدار التكامل المشترك لإزالة التحيز من الدرجة الثانية لمقدرات طريقة المربعات الصغرى العادية بسبب احتمالات الارتباط المتداخل بين المتغيرات، وبتطبيق هذه الطريقة علي البيانات موضع الدراسة كما توضحها المعادلة الثالثة بجدول (٦) يتبين إنه بزيادة الناتج المحلي الإجمالي بنحو مليار جنيه فإن الرقم القياسي لسعر الجملة يتزايد سنوياً بنحو ٠.٢٣%، وتعتبر هذه الزيادة معنوية عند مستوى معنوية ١%، ويفسر الناتج المحلي الإجمالي نحو ٧٩% من إجمالي التغيرات الحادثة في الرقم القياسي لسعر الجملة.

**٤- طريقة المربعات الصغرى الديناميكية (*DOLS*):**

هي طريقة تستخدم لتقدير العلاقة التوازنية طويلة المدى للمتغيرات التي تكون متكاملة من درجات مختلفة لكنها ما زالت متكاملة تكاملاً مشتركاً معادلة النموذج الديناميكي اقترحها الباحث *Phillips* (١٩٨٨) وقد تم تطويرها من قبل *Saikkonen* (١٩٩١) *Stock and Watson* (١٩٩٣) وتعتمد هذه الطريقة على قيم الإزاحات وفترات الإبطاء وتعد من أحدث الطرق وأكثرها قوة بسبب نجاحها في العينات صغيرة الحجم، وبتطبيق هذه الطريقة علي البيانات موضع الدراسة كما توضحها المعادلة الرابعة بجدول (٦) حيث أن زيادة الناتج المحلي الإجمالي بنحو مليار جنيه، فإن الرقم القياسي لسعر الجملة يتزايد سنوياً بنحو ٠.٦٧%، وتعتبر هذه الزيادة معنوية عند مستوى معنوية ١% ويفسر الناتج المحلي الإجمالي نحو ٩٧% من إجمالي التغيرات الحادثة في الرقم القياسي لسعر الجملة.

**جدول (٦) الطرق المختلفة لتقدير انحدار التكامل المشترك**

| الطريقة | المعادلة | $R^2$ | *F* |
|---|---|---|---|

| | | | |
|---|---|---|---|
| $(110.67)^{**}$ | 0.79 | $\hat{Y}_i = \underset{(11.34)^{**}}{279} + \underset{(10.52)^{**}}{0.25} X_i$ | *OLS* |
| $(33.98)^{**}$ | 0.80 | $\hat{Y}_i = \underset{(6.73)^{**}}{287} + \underset{(5.83)^{**}}{0.24} X_i$ | *FMOLS* |
| $(16.08)^{**}$ | 0.79 | $\hat{Y}_i = \underset{(6.89)^{**}}{292} + \underset{(4.01)^{**}}{0.23} X_i$ | *CCR* |
| $(13.98)^{**}$ | 0.97 | $\hat{Y}_i = \underset{(18.48)^{**}}{274} + \underset{(3.74)^{**}}{0.67} X_i$ | *DOLS* |

المصدر: نتائج التحليل لبرنامج *Eviews*

$Y$ = الرقم القياسي لأسعار الجملة  $X$ = الناتج المحلي الإجمالي بالمليار جنيه

يستنتج من جدول (٦) أن الطرق الأربعة أوضحت أن العلاقة بين الرقم القياسي لأسعار الجملة والناتج المحلي الإجمالي علاقة موجبة، وأن قيمة معامل التحديد $R^2$ في المعادلة الرابعة كانت الأعلى وهو ما يشير إلي ارتفاع جودة المعادلة وقدرة الناتج المحلي الإجمالي في تفسير التغيرات الحادثة في الرقم القياسي لأسعار الجملة، بينما تقاربت قيمتها بشكل واضح في الطرق الثلاثة الأخرى، كما تبين من قيمة $F$ المقدرة معنوية المعادلات المقدرة من الطرق الأربعة ومن ثم تعتبر طريقة المربعات الصغرى الديناميكية أعطت أفضل النتائج في تفسير العلاقة بين المتغيرين.

توصي الدراسة بإجراء مزيد من الدراسات التي يمكن من خلالها تأكيد هذه النتيجة عند استخدام عدد أكبر من المتغيرات المستقلة، فضلاً عن توجيه البحوث لتطبيق هذه الأساليب عند دراسة وتحليل سلوك السلاسل الزمنية، وإجراء المزيد من البحوث في مجال استقرار السلاسل الزمنية والعلاقات السببية وطرق انحدار التكامل المشترك في المدى القصير والمدى الطويل.

**المراجع**

**المراجع باللغة العربية:**


١- أحمد أبو اليزيد الرسول، محمود عبد الهادي شافعي، سامح محمد حسن الشهابي، آمنة عبد الستار السيد هاشم (٢٠١٥)، "دور الصادرات الزراعية في النمو الاقتصادي الزراعي في مصر (دراسة قياسية)"، مجلة الإسكندرية للتبادل العلمي، كلية الزراعة، جامعة الإسكندرية، المجلد (٣٦)، العدد (٤)، أكتوبر- ديسمبر، ص ٦٢١.

٢- حيدر عباس دريبي (٢٠١٦)، "أثر العمق المالي ومعدل سعر الصرف علي التضخم في العراق (١٩٧٠- ٢٠١٤)"، مجلة المثني للعلوم الإدارية والاقتصادية، جامعة المثني، المجلد (٦)، العدد (٢) ص ٦، العراق.

٣- زاهر عبد الحليم خضر (٢٠١٢)، "تأثير سعر الصرف علي المؤشرات الكلية للاقتصاد الفلسطيني"، رسالة ماجستير، قسم الاقتصاد، كلية الاقتصاد والعلوم الإدارية، جامعة الأزهر، غزة.

٤- عدنان العربيد، ربا كنيفاتي (٢٠١٤)، "المحددات الرئيسة للادخار القومي في سورية- دراسة قياسية (١٩٨٠- ٢٠١٢)"، مجلة جامعة تشرين للبحوث والدراسات العلمية، سلسلة العلوم الاقتصادية والقانونية، كلية الاقتصاد، جامعة تشرين، المجلد (٣٦)، العدد (٢)، ص ٣١٧، اللاذقية، سورية.

٥- ندوي خزعل رشاد (٢٠١١)، استخدام اختبار جرانجر في تحليل السلاسل الزمنية المستقرة، المجلة العراقية للعلوم الإحصائية، العدد (١٩)، ص ص ٢٦٧- ٢٨٨.


**المراجع باللغة الإنجليزية:**


*1*- Fuller, W.A. (1996): Introduction to Statistical Time Series (2nd Ed.). New York: John Wiley.

2- Granger**,** C.W. And new bold, P. (1974). Spurious Regression in Econometrics, Journal of Econometrics, Vol. 2, PP. 111-120.

3- MacKinnon, James G. (1991): Critical Values for Co integration Tests, in: Robert F. Engle and C. W. J. Granger (eds.), Long-Run Economic Relationships: Readings in Co integration, Oxford: Oxford University Press, PP. 267-276.
4- Johansen, S. Juselius, K. (1990): Maximum Likelihood Estimation and Interference on Co integration with Application to the Demand for Money, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 52, PP.169-210.
5- Park, J. (1992): Canonical cointegrating regressions. Econometric, 60, 119-143.
6- Phillips, P. C. B. and Hansen, B. (1990): "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I (1) Processes", The Review of Economic Studies, 57, 99-125.
7- Phillips, P. C. B. and Moon, H. R. (1999): 'Linear regression limit theory for nonstationary panel data', Econometric, Vol. 67, pp. 1057–1111.
8- Said, S.E. (1991): Unit Root Test for Time Series Data with a Linear Time Trend, Journal of Econometrics, 47: 285-303.
9- Saikkonen, P. (1991): 'Asymptotically efficient estimation of cointegration regressions', Econometric Theory, Vol. 7, pp. 1–21.
10- Stock, J. H. and Watson, M. W. (1993): 'A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems', Econometric, Vol. 61, pp. 783–820

**الملحق**

**جدول (١) الرقم القياسي لأسعار الجملة والناتج المحلي الإجمالي بالمليار جنيه خلال الفترة (١٩٨٦- ٢٠١٦)**

| السنة | الرقم القياسي لأسعار الجملة | الناتج المحلى الإجمالي |
|---|---|---|
| ١٩٨٦ | ١٠٠ | ٣٨ |
| ١٩٨٧ | ١١١ | ٥٢ |
| ١٩٨٨ | ١٤٠ | ٦٢ |
| ١٩٨٩ | ١٧٥ | ٧٧ |
| ١٩٩٠ | ٢١٠ | ٩٦ |
| ١٩٩١ | ٢٤٣ | ١١١ |
| ١٩٩٢ | ٢٧٧ | ١٣٩ |
| ١٩٩٣ | ٢٩١ | ١٥٥ |

| | | |
|---|---|---|
| ١٩٩٤ | ٣١٩ | ١٧٥ |
| ١٩٩٥ | ٣٣٩ | ٢٠٤ |
| ١٩٩٦ | ٣٦٤ | ٢٢٩ |
| ١٩٩٧ | ٣٦٦ | ٢٦٦ |
| ١٩٩٨ | ٣٧١ | ٢٨٧ |
| ١٩٩٩ | ٣٧٨ | ٣٠٨ |
| ٢٠٠٠ | ٣٨٤ | ٣٤٠ |
| ٢٠٠١ | ٣٨٥ | ٣٥٩ |
| ٢٠٠٢ | ٤٢٩ | ٣٧٩ |
| ٢٠٠٣ | ٤٧٩ | ٤١٨ |
| ٢٠٠٤ | ٥٠٢ | ٤٨٥ |
| ٢٠٠٥ | ٥٤٧ | ٥٣٩ |
| ٢٠٠٦ | ٥٩٤ | ٦١٨ |
| ٢٠٠٧ | ٦١٥ | ٧٤٥ |
| ٢٠٠٨ | ٦٣٧ | ٨٩٥ |
| ٢٠٠٩ | ٦٥٩ | ١٠٤٢ |
| ٢٠١٠ | ٦٨٢ | ١٢٠٧ |
| ٢٠١١ | ٧٠٦ | ١٣٧١ |
| ٢٠١٢ | ٧٢٨ | ١٦٧٤ |
| ٢٠١٣ | ٧٥١ | ١٨٦٠ |
| ٢٠١٤ | ٧٧١ | ٢١٣١ |
| ٢٠١٥ | ٧٩٤ | ٢٤٤٤ |
| ٢٠١٦ | ٨١٦ | ٢٧٠٨ |

**المصدر: البنك الدولي، النشرة الاقتصادية، أعداد متفرقة.**

**الملخص**

تناولت الدراسة توضيح واختبار العلاقة التوازنية للسلاسل الزمنية في المدى الطويل بين الناتج المحلي والرقم القياسي لأسعار الجملة خلال الفترة (١٩٨٦- ٢٠١٦)، وتحديد درجة تكاملها حتى يتسنى استخدام بعض طرق تقدير انحدار التكامل المشترك والمقارنة بينها لإيجاد مقدرات دقيقة بدرجة ثقة عالية يمكن الاعتماد عليها في التنبؤ بدقة أكبر، وتبين بدراسة اختبار جذر الوحدة لإستقرارية السلاسل الزمنية أن السلسلة الزمنية لكل من الرقم القياسي لسعر الجملة والناتج المحلي الإجمالي غير مستقرة في مستواها وعند الفرق الأول بينما استقرت عند أخذ الفرق الثاني، وتبين من اختبار تعظيم الجذر الكامن وجود متجه واحد على الأقل للتكامل المشترك، وقد استخدمت ثلاثة طرق للتكامل المشترك هي طريقة المربعات الصغرى المعدلة وطريقة انحدار التكامل المشترك القويم وطريقة المربعات الصغرى الديناميكية للمقارنة مع طريقة المربعات الصغرى العادية، وأتضح أن طريقة المربعات الصغرى الديناميكية أفضل طريقة لتقدير انحدار التكامل المشترك حيث إنها أعطت أفضل النتائج في تفسير العلاقة بين المتغيرين.

توصي الدراسة بإجراء مزيد من الدراسات التي يمكن من خلالها تأكيد هذه النتيجة عند استخدام عدد أكبر من المتغيرات المستقلة، فضلاً عن توجيه البحوث لتطبيق هذه الأساليب عند دراسة وتحليل سلوك السلاسل الزمنية، وإجراء المزيد من البحوث في مجال استقرار السلاسل الزمنية والعلاقات السببية وطرق انحدار التكامل المشترك في المدى القصير والمدى الطويل.

# ESTIMATING CO-INTEGRATING REGRESSION IN TIME SERIES

**Rania Fikry Mahmoud**
Cent. Lab. for Design and Stat. Analysis Res., ARC.

## ABSTRACT

The study investigated the equilibrium relation, on the long run, between the local production (GDP) and the index number for the wholesale prices during the period 1986-2016 and identifying their integration degree so that some methods could be used to estimate and compare the regression of co-integration to create accurate estimations with a high degree of confidence. Prediction of greater precision and the study of the unit root test for the stability of time series show that the time series for both the index number of wholesale prices and the local production (GDP) are unstable at its level at the first difference while it was stable at the second difference. The latent root maximization test showed that there was at least one vector of co-integration. Three methods of joint integration were used in comparison with the ordinary least squares method namely: the modified least squares method, the method of regression of the common integers and the lower dynamic squares method. The method of dynamic least squares was the best way to estimate the regression of co-integration since it gave the best results in interpreting the relationship between the two variables.

The study recommends further studies in which this finding could be confirmed when using a larger number of independent variables as well as directing research to apply these methods when studying and analyzing the behavior of time series. Also, conducting further research in the field of time series stability, causal relationships and methods of co-integration regression on the short and long term.