اختبار استقرارية السلاسل الزمنية للبيانات المقطعية الخاصة بالمنشات الصناعية الكبيرة في العراق

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

ملخص البحث

مفهوم التكامل المشترك من المفاهيم المهمة في الاقتصاد الكلي التطبيقي. فكرة التكامل المشترك ترجع إلى جرانجر عام (1981)، وقام بشرحها بالتفصيل انجل وجرانجر في Econometrica عام (1987). إن إدخال التحليل بالتكامل المشترك في الاقتصاد القياسي في منتصف الثمانينات من القرن الماضي، يعتبر من أهم تطورات في المنهج التجريبي للنمذجة، ويمتاز ببساطة الحساب والاستخدام لأنه يحتاج فقط بالإلمام بالمربعات الصغرى العادية.

التكامل المشترك ينظر إلى العلاقات التوازنية للسلاسل الزمنية في المدى الطويل، حتى وإن احتوت كل مسلسلة على اتجاه عام عشوائي (غير ساكنة، والمتغيرات متكاملة من درجة واحدة) فأنهم بالرغم من عدم السكون سيتحركون متقاربين عبر الزمن ويكون الفرق بينهم ساكناً هكذا فإن فكرة التكامل المشترك تحاكي وجود توازن في المدى الطويل يؤول إليه النظام الاقتصادي، ويتركّز السبب الرئيسي لعدم وجود التوازن في عدم مقدرة الوكلاء الاقتصاديين economic agents على التكيّف مع المعلومات لحظياً. اضافة الى ان هنالك تكلفة مقدّرة للتكيّف و التي تؤدى إلى تحديد قيمة المتغير التابع فقط عبر القيمة الحالية و السابقة لبعض المتغيّرات المستقلة بالإضافة إلى تطور المتغيّر التابع كنتيجة لتفاعله مع قيم المتغيّرات المستقلة الحالية و السابقة كذلك الإبطاء للمتغير التابع في نموذج المدى القصير (الحركي). وان إضافة المتغيرات التابعة ذات الإبطاء إلى النموذج تبسيط للنموذج الحركي(والذى يميل عدا ذلك إلى وجود إرتباط قوى بين المتغيّرات المستقلة ذات الإبطاء) عند تقييد (تكيّف) قيم المتغيّر التابع الحالية بقيم المتغيّرات المستقلة ذات الإبطاء تعمل على تخفيض هذه الحدود في مقابل تكلفة الحدود ذات الإبطاء.

وعلى هذا الاساس قام الباحث بتطبيق منهجية انجل – جرانجر (Engle – Granger) في التكامل المشترك لنماذج البيانات المقطعية بالنسبة للمنشآت الصناعية الكبيرة في العراق للفترة (1990-2005) بحيث تمثلت المقاطع العرضية بالقطاع (العام ، الخاص)

حيث تضمن البحث في الجانب النظري مبحثين ، في المبحث الأول تم عرض منهجية البحث من خلال عرض أهمية البحث التي أكدت على اعتباره إضافة جديدة للمختصين والباحثين في هذا المجال . أما مشكلة البحث فتتلخص في مدى تأثير تطبيق هذا الأسلوب مقارنة بطريقة المربعات الصغرى المدمجة للآثار الثابتة للفترات والمجاميع.

في المبحث الثاني قام الباحث بعرض مفهوم الاستقرارية وكيفية اختبارها لأسلوب الدمج بين البيانات المقطعية والسلاسل الزمنية .

أما في الجانب التطبيقي، تم عرض نتائج التقدير للمتغيرات المستخدمة في البحث وللفترة (1990-2005) مصنفة حسب طريقة التقدير ونوع الدالة لكل من القطاع (العام ، الخاص) كل على حدة.

أخيرا عرض الباحث الاستنتاجات والتوصيات التي تم التوصل اليها.

مجلة العلوم
الاقتصادية والإدارية
المجلد ١٩
العدد ٧٠
الصفحات ٣٨٠- ٣٩٧

اختبار استقرارية السلاسل الزمنية للبيانات المقطعية الخاصة بالمنشات الصناعية الكبيرة في العراق

المبحث الاول/ منهجية البحث

1-1 المقدمة:-

تعتبر السلاسل غير الساكنة دوماً مشكلة في التحليل الاقتصادي القياسى. وأوضحت بعض الأعمال النظرية (فيلبس 1980) أن الخواص الإحصائية لتحليل الانحدار تفتقد عند إستخدام سلاسل غير ساكنة[عربي ،ص (56)] ويعطي إنحدار وهمي للعلاقات تحت التقدير. دون اللجوء أو الغوص في النظرية سنتعرف على السلاسل غير الساكنة التي بالإمكان نمذجتها و إيجاد اختبارات إحصائية لها. ويمكن السلسلة X_t الغير الساكنة أن تصبح ساكنة عن طريق إضافة متغير الزمن إلى التحليل متعدد العوامل لإزالة الاتجاه العام، إضافة متغير وهمي موسمي لإزالة أثر الموسمية، تحويل البيانات[الرشيد ،ص (33)]، بالإضافة إلى استخدام الفروق المتكررة والتي عددها d ويقال عليها في هذه الحالة أنها متكاملة من الدرجة d [عربي ،ص (59)] وتعرف كالآتي:

$$X_t \sim I(d)... \quad ...(1)$$

فمثلاً، إذا كانت $x_t = d(1)$ فإن الفرق الأول يعطي سلسلة ساكنة كالآتي:

$$\Delta x_t = x_t - x_{t-1}.... \quad ...(2)$$

أما إذا كانت $x_t = d(2)$ فإن الفرق الأول للفرق الأول يكون:

$$\Delta x_t = (x_t - x_{t-1}) - (x_{t-1} - x_{t-2}).....(3)$$

$$= x_t - 2x_{t-1} + x_{t-2}.....(4)$$

ووفقا لتلك المعطيات ومن اجل معرفة مدى تاثير عدم استقرارية البيانات المدمجة (Panel data) على نتائج التقدير فقد تم تطبيق منهجية انجل – جرانجر (Engle – Granger) في اختبار مدى تحقق شروط التكامل المشترك (Co-integration) بين المتغيرات المستخدمة في البحث وقد تم الاعتماد على برنامج القياس الاقتصادي (Eviews 7.1) في استخراج النتائج.

2-1 أهمية البحث:-

تأتي أهمية البحث في مجال اختبار استقرارية السلاسل الزمنية وتطبيقها في البيانات المقطعية وذلك لبيان مدى كفاءة نموذج الآثار الثابتة للفترات والمجاميع ومقارنته بالنموذج المقدر بأسلوب المربعات الصغرى المدمجة (Pooled least square) للمنشآت الصناعية الكبيرة في العراق.

3-1 هدف البحث:-

يهدف البحث إلى تطبيق منهجية انجل – جرانجر في اختبار التكامل المشترك لنماذج البيانات المقطعية باستخدام أسلوب المربعات الصغرى المدمجة pooled least square ومقارنته بأسلوبي الآثار الثابتة للفترات والمجاميع في المنشآت الصناعية الكبيرة في العراق للفترة 1990- 2005.

4-1 مشكلة البحث :-

تتمثل مشكلة البحث في بيان مدى تأثير منهجية (انجل – جرانجر) في اختبار نموذج تصحيح الخطأ (The error correction model) ومقارنته بالنموذج المقدر بطريقة المربعات الصغرى المدمجة للآثار الثابتة للفترات والمجاميع وبالتالي الوصول إلى أفضل نموذج تقدير للمنشآت الصناعية الكبيرة في العراق.

5-1 فرضيات البحث:-

يتضمن البحث اختبار فرضيات العدم التالية:-

H01:- عدم معنوية الآثار الثابتة (للفترات والمجاميع) لنموذج تصحيح الخطأ مقارنة بأسلوب المربعات الصغرى ذات المرحلتين المدمجة (Pooled two stage least square) وبآثارها الثابتة للفترات والمجاميع وذلك وفق منهجية (انجل – جرانجر)

6-1 متغيرات البحث:-

تم تطبيق نماذج البيانات المقطعية على البيانات الخاصة بالمنشات الصناعية الكبيرة في العراق للفترة (1990-2005) وذلك باستخدام المتغيرات التالية :-

والمتضمنة ما يلي:-

أولا - المتغيرات الخارجية Exogenous variables

X1:- قيمة المستلزماتInput

تمثل قيمة المستلزمات (الوقود- المواد الأولية – مواد التعبئة والتغليف- المستلزمات الخدمية) المستخدمة في العملية الإنتاجية. [الاتحاد ، 2007]

X2:- قيمة الأجور والرواتب Salary

تتضمن الأجور والرواتب المدفوعة للمشتغلين ما يلي:-

1- الأجور النقدية:- وتشمل الأجور والرواتب المدفوعة

2- الأجور العينية :- كالأغذية والملابس والسكن

3- الحوافز والمكافئات النقدية والعينية .

X3 :-عدد المشتغلين No. of employees

X4 :-قيمة المبيعات Sales

ثانيا:- المتغيرات الداخلية Endogenous variables فقد كانت كما يلي :-

Y1: - قيمة الإنتاج Output

والجدول الآتي يبين البيانات المستخدمة في البحث بالنسبة للمتغيرات الداخلية والخارجية والمستخدمة في التقدير.

اختبار استقرارية السلاسل الزمنية للبيانات المقطعية الخاصة بالمنشآت الصناعية الكبيرة في العراق

جدول (١)*

المتغيرات الداخلية والخارجية المستخدمة في البحث للمنشآت الصناعية الكبيرة في العراق للفترة (1990-2005)

السنوات	قيمة الإنتاج	مستلزمات الإنتاج	عدد العمال	قيمة الأجور والرواتب
_PU-1990	2240.9	999.2	119.5	271.1
_PR-1990	545.2	401.4	25.6	51.4
_PU-1991	852.1	410.8	99.8	292.8
_PR-1991	374.4	254.4	15.6	35.9
_PU-1992	1993.5	992.2	96.7	509
_PR-1992	1050.5	811.3	18.7	64.2
_PU-1993	5460.2	2780.5	96.6	927.7
_PR-1993	2481.8	1768.3	17	108.8
_PU-1994	13849.2	9811.4	87.8	2877.6
_PR-1994	9064.9	6856.7	30.6	331.9
_PU-1995	56057.4	33015.7	89.4	12229.3
_PR-1995	26198.6	24087.8	15.7	1261
_PU-1996	64212.4	46935.4	87.7	11149.8
_PR-1996	21997.6	19786.4	14.4	1300
_PU-1997	99969.7	71392.6	85.8	12924.1
_PR-1997	32802.9	24356.5	16.7	2069.2
_PU-1998	170228	96723.2	83.6	21578.4
_PR-1998	47568.6	33750.4	16	2716.2
_PU-1999	353865	174131	86.5	40214.8
_PR-1999	77962.2	45578.6	14.8	3917.4
_PU-2000	468256	255930	95.2	73711.2
_PR-2000	97042.9	90013.6	16.8	5685.5
_PU-2001	641395	306863	108.3	130873.6
_PR-2001	133852	96675.1	19.2	17297.2
_PU-2002	476490	211492	64.3	102264.1
_PR-2002	101560	88027.9	13.4	6657.3
_PU-2003	261200	174384	88.9	153199.1
_PR-2003	136205	90455.7	15.331	20969.8
_PU-2004	583981	292126	111.31	385512.1
_PR-2004	213143	127053	26.28	28526.1
_PU-2005	788411	422085	119.442	465678.88
_PR-2005	284271	148766	18.719	41130.631

Pu:- يمثل القطاع العام

Pr:- يمثل القطاع الخاص

*وزارة التخطيط العراقية – الجهاز المركزي للإحصاء- المجموعة الإحصائية السنوية ٢٠٠٧ .

المبحث الثاني/ الجانب النظري

1-2 مفهوم استقرارية (سكون) السلسلة الزمنية :-

تعتبر سلسلة زمنية ما مستقرة Stationary اذا توفرت فيها الخصائص التالية :-

- ثبات متوسط القيم عبر الزمن

$$Ey_i=\mu \text{----------(5)}$$

- ثبات التباين عبر الزمن

$$V(y_t) = \sigma^2 \text{----------(6)}$$

- ان يكون التغاير بين أي قيمتين لنفس المتغير معتمدا على الازاحة (الابطاء) بين القيمتين وليس على القيمة الفعلية للزمن الذي يحسب عنده التغاير أي ان :-

$$\gamma_k = E(y_t-\mu)(y_{t+k}-\mu) \text{----------(7)}$$

حيث ان :-

K: فترة الابطاء

ومن المؤشرات الاولية التي تدل على ان الانحدار المقدر من بيانات سلسلة زمنية زائف (Spurious) كبر معامل التحديد R^2 وزيادة المعنوية الاحصائية للمعلمات المقدرة بدرجات كبيرة مع وجود ارتباط تسلسلي ذاتي (Autocorrelation) يظهر في البواقي (Residuals) [عطية ، ص643]

2-2اختبار جذر الوحدة في استقرارية (سكون) السلسلة الزمنية :-(The unit root test)

يمثل وجود جذر الوحدة في بيانات السلسلة الزمنية عدم استقرار بيانات تلك السلسلة وبالتالي تعرف السلسلة الزمنية والتي لها جذر وحدة بسلسلة السير العشوائي (Random walk time series) وهي احد الامثلة للسلسلة الغير الساكنة [عطية ، ص654]

ومن الناحية الإحصائية فان السلسلة الزمنية غير الساكنة- على عكس السلسلة الساكنة - هي سلسلة وسطها وتباينها غير محدد وتكون متكاملة من رتبة على الأقل تساوى الوحدة أو I(1). وتمثل هذه الصفة الإحصائية الدليل على أن السلسلة غير الساكنة هي فقط التي تشتمل على مكون عشوائي دائم يعكس كافة التغيرات الدائمة Permanent Change في السجل التاريخي للمتغير محل البحث.

ويمكن قياس المكون العشوائي أو التغير الدائم في متغير ما إحصائياً باستخدام نماذج الانحدار الذاتيAutoregressive Regression Models. ويقوم أحد أشكال هذه النماذج على تقدير العلاقة بين المتغير التابع والمتغير المستقل الذى يمثل المتغير التابع ولكن لفترة زمنية سابقة، فلو فرضنا أن السلسة y_t تتولد من عملية انحدار ذاتي من الرتبة الأولى(AR(1 فتكون على النحو التالي:

$$y_t = \rho\, y_{t-1} + u_t \text{----------(8)}$$

بحيث ان :-

u_t :حد الخطأ العشوائي والذي يفترض فيه :-

- وسطه الحسابي يساوي صفر
- تباينه ثابت
- قيمه غير مرتبطة ذاتيا .

وعندئذ يسمى بحد الخطأ الابيض White noise error term

اختبار استقرارية السلاسل الزمنية للبيانات المقطعية الخاصة بالمنشات الصناعية الكبيرة في العراق

ويمكن استخدام الصيغة السابقة في اختبار أن معلمة المتغير المبطأ تساوى الوحدة أو $\rho = 1$. وفى حالة قبول هذا الفرض الصفري $\rho = 1$ تكون السلسلة الزمنية بها جذر الوحدة **Unit Root** وتشتمل على مكون عشوائي دائم يؤثر على الانحراف المعياري للتقدير ومن ثم باقي اختبارات المعنوية الإحصائية التي تقوم على حساب الانحراف المعياري. وبشكل مفصل:

١- لو كانت p=1 تكون السلسلة سلسلة سير عشوائي وبها انجراف **drift** ويزداد التباين عبر الزمن لهذه السلسلة بشكل مستقر ويصبح تغاير السلسلة لا نهائيا.

٢- لو كانت p >1 فان السلسلة تصبح سلسلة متفجرة **explosive.**

وكل هذه السلاسل السابقة تعتبر سلاسل غير ساكنة.

٣- لو كانت المعلمة ρ تساوى الصفر، فيعنى ذلك عدم وجود تغيرات دائمة في هذه السلسلة وتكون السلسلة ساكنة فيمكن استخدامها في التقدير.

وعلى ذلك يجب اختبار سكون او عدم سكون السلاسل الزمنية قبل اجراء الانحدار من خلال اختبار وجود جذر الوحدة.

وتعرف السلسلة التي يوجد لها جذر مساوي للوحدة بسلسلة السير العشوائي **Random walk time series** وهي احد الامثلة للسلسلة غير الساكنة .

ويمكن اعادة كتابة المعادلة (٨) بالصيغة التالية :-

$$\Delta y_t = (\rho - 1)\, y_{t-1} + u_t \text{ ----------(9)}$$

بحيث ان :-

$$\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$$

وبذلك تصبح فرضية العدم كما يلي :-

H0: $\lambda = 0$

$\lambda = (\rho - 1)$

فاذا تم عدم رفض فرضية العدم فان السلسلة الزمنية تكون غير مستقرة . اما اذا كانت سلسلة الفروق الاولى من سلسلة السير العشوائي ساكنة او مستقرة فان السلسلة الاصلية تكون متكاملة من الرتبة الاولى **I(1)**، وفي حالة كون السلسلة ساكنة او مستقرة بعد الحصول على الفروق الثانية (الفروق الاولى للفروق الاولى) فان السلسلة الاصلية تكون متكاملة من الرتبة الثانية **I(2)**وهكذا . واذا كانت السلسلة الاصلية ساكنة او مستقرة يقال انها متكاملة من الرتبة صفر**I(0)**.ويوجد هنالك عدد من الاختبارات للتأكد من وجود او عدم وجود جذر وحدة ، أي لتحديد مدى استقرار السلسلة الزمنية منها :-

1-2-2 اختبار ديكي - فولير(Dickey Fuller (DF

يعتمد هذا الاختبار على ثلاثة عناصر وهي :-

- صيغة النموذج
- حجم العينة
- مستوى المعنوية

اختبار استقرارية السلاسل الزمنية للبيانات المقطعية الخاصة بالمنشآت الصناعية الكبيرة في العراق

ويستخدم في اجراء هذا الاختبار ثلاث صيغ تتمثل بما يلي :-

- صيغة السير العشوائي البسيطة Simple random walk

وتتمثل هذه الصيغة بعدم وجود الحد الثابت والاتجاه العام ويمكن كتابتها كما يلي :-[HARRIS,p(28)]

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \text{.....(10)}$$

صيغة السير العشوائي مع حد ثابت Random walk with drift :

ويمكن كتابتها كما يلي :-

$$\Delta Y_t = \mu + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \text{.....(11)}$$

- صيغة السير العشوائي مع حد ثابت واتجاه زمني :-

ويمكن تمثيلها كالاتي :-

$$\Delta Y_t = \mu + \alpha T + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \text{.....(12)}$$

فإذا كان المتغير Y_t متكاملاً من الدرجة الأولى $Y_t \sim I(1)$ فإن الفرق الاول يعطى سلسلة ساكنة أي $\Delta Y_t \sim I(0)$. ويمكن تكرار الاختبار باستخدام ΔY_t بدلاً عن Y_t في اختبار DF و مرة أخرى ينصب اهتمامنا على القيمة السالبة للمعلمة δ. إذا رفض فرض العدم وكان الفرض البديل $\delta < 0$ يمكن قبول أن السلسلة ΔY_t ساكنة أي $\Delta Y_t \sim I(0)$ وأن $Y_t \sim I(1)$. إذا لم يرفض فرض العدم يمكن بالتالي اختبار أن $Y_t \sim I(2)$. اضافة الى ذلك يمكن إجراء إختبار DF على السلسلة ذات السير العشوائي وبها ميل كالآتي :

$$\Delta Y_t = \mu + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \text{.....(13)}$$

وذلك باستخدام نفس الطريقة السابقة بإستثناء واحد هو أن t مختلفة بالنسبة للمعلمة $\hat{\delta}$.

وان نقطة الضعف الوحيدة لإختبار DF الأصلى هو أن هذا الإختبار لا يأخذ في الحسبان الارتباط الذاتي لعنصر الخطأ ε_t .

2-2-2 اختبار ديكي- فولير الموسّع Augment Dickey Fuller (ADF)

لمعالجة نقطة الضعف في اختبار DF اقترح ديكي– فولير عام (١٩٨١) استخدام متغير ذو إبطاء ضمن المتغيرات المفسرة، ويُسمى هذا تعديل اختبار ديكي – فولير الموسع ADF وهو أكثر كفاءة من الاختبار DF البسيط، ويعطى كالآتي [عطية ، ص658]

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \theta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \text{.....(14)}$$

وبعد تقدير الصيغة (14) يتم استخراج احصاءة الاختبار (تاو ديكي – فولير الموسعة) وكما يلي :-

$$\tau = \hat{\delta} / S_{\hat{\delta}}$$

حيث ان :-

$S_{\hat{\delta}}$:- الانحراف المعياري للمعلمة المقدرة

فاذا كانت القية المحسوبة اكبر من القيمة الجدولية لتاو ديكي-فولير الموسع تحت مستوى معين ودرجة حرية مساوية الى حجم العينة فيتم رفض فرضية العدم القائلة بوجود جذر وحدة أي ان السلسلة مستقرة.

اختبار استقرارية السلاسل الزمنية للبيانات المقطعية الخاصة بالمنشآت الصناعية الكبيرة في العراق

3-2 طريقة أنجل – جرينجر Engle-Granger (EG) في التكامل المشترك

عند 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). فاذا وجد متجه β بحيث أن عنصر الخطأ في الانحدار $\varepsilon_t = y_t - \beta x_t$ له درجة تكامل أقل I(d-b)، بحيث تكون $\hat{\beta}$ أكبر من الصفر، فان السلسلتين يكون لهما تكامل مشترك من الدرجة $CI(d,b)$ بشرط ان تكون البواقي من الانحدار متكاملة من الدرجة (d-b). فمثلا اذا كانت السلسلتان Y_t و X_t مثلاً متكاملتان من الدرجة الأولى $I(1)$ وعنصر الخطأ متكامل من الدرجة صفر فإن السلسلتين لهما تكامل مشترك من الدرجة $CI(1,1)$.[عبد الله، ص ١٩٨]

من هذا، إذا أردنا تقدير العلاقة طويلة المدى بين السلسلتين للنموذج الساكن التالي:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \varepsilon_t \text{.....(15)}$$

فإذا تم تقدير هذا النموذج بواسطة المربعات الصغرى العادية فإن التقديرات تكون متّسقة نتيجة لخاصية المربعات الصغرى العادية المسماة الإتساق العظيم(superconsitency) وذلك عندما تكون السلاسل لها تكامل مشترك. وبفرض لدينا النموذج الحركى لعملية التكيّف في المدى القصير:

$$y_t = \alpha_0 + \gamma_0 x_t + \gamma_1 x_{t-1} + \alpha_1 y_{t-1} + \mu_t \text{.....(16)}$$

والذي يمكن إعادة كتابته كالآتى:

$$y_t = \beta x_t + \lambda_1 \Delta x_t + \lambda_2 \Delta y_t + v_t \text{.....(17)}$$

حيث:

$$\lambda_1 = \frac{\gamma_1}{1-\alpha}; \lambda_2 = -\frac{\alpha_1}{1-\alpha}; v = \frac{\mu}{1-\alpha}; \beta_1 = \frac{\gamma_0 + \gamma_1}{1-\alpha}$$

وعند تقدير النموذج الساكن نحصل على المعلمة طويلة المدى β التى تعادل Δx_t و Δy_t. وفقاً لخاصية الاتساق العظيم وإذا كان كل من x,y متكاملاً من الدرجة الأولى وكان عنصر الخطأ ساكناً فكلما كبر حجم العينة كلما أصبح إندماج مقدّر المربعات الصغرى من قيمته الحقيقية متسارعاً أكثر من المربعات الصغرى ذات المتغيّرات الساكنة. أي أن المتغيّرات المتكاملة تقاربياً تهيمن على المتغيّرات الساكنة Δx_t و Δy_t وعنصر الخطأ ε. وبالطبع يلتقط عنصر الخطأ كل مشاكل المتغيّرات المحذوفة وبالتالى سيكون له إرتباط ذاتي، لكن هذه ليست مشكلة نتيجة لوجود خاصية الإتساق العظيم، وبالرغم من ذلك يكون هذا التحيّز مشكلة في العينات المنتهية.

ولاختبار 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. يمكن إستخدام طريقة ديكى وفوللر الموسعة Augmented Dickey-Fuller وكما يلي .

$$\Delta e_t = \psi e_{t-1} \sum_{j=1}^{n-1} \psi_j^2 e_{t-2} + \mu + \delta t + w_t; \quad w_t \sim N(0, \sigma^2) \text{.....(18)}$$

$$H_0 : \psi^2 = 0$$

اختبار استقرارية السلاسل الزمنية للبيانات المقطعية الخاصة بالمنشات الصناعية الكبيرة في العراق

إن فرض العدم هو وجود جذر وحدة وبالتالى لا يوجد تكامل مشترك يعتمد على إختبار t بتوزيع غير طبيعى. ما لم تكن المعلمة β معلومة لا يمكن إستخدام القيم الحرجة لاحصاءة ADF لأن هناك أسباب رئيسية لذلك وهي:-

١. إن الطريقة التى أعدت بها المربعات الصغرى العادية تختار البواقى للمعادلة (19) لتكون ذات أقل تباين حتى ولو كانت المتغيّرات ليس لها تكامل مشترك وبالتالى فإن توزيع ADF يميل إلى المبالغة في رفض فرضية العدم.

٢. يتأثر توزيع t بعدد المتغيرات المستقلة المضمّنة في النموذج. عليه فإن القيم الحرجة تتغيّر تبعاً لوجود حد ثابت أو إتجاه عام في النموذج.

وقد إستطاع Mackinon (1990) ربط القيم الحرجة لإختبارات معينة بمجموعة من المعلمات في معادلة تسمى response surface و التي تكتب كالآتي :[عربي ، ص (69)]

$$C(p) = \phi_{\infty} + \frac{\phi_1}{T} + \frac{\phi_2}{T^2} .....(19)$$

وتقارن مع قيمة t المصاحبة لإبطاء البواقي، فإذا كانت قيمة t أكبر من قيمة C(p) الحرجة، نرفض فرضية العدم ونقبل الفرضية البديلة القائلة بوجود تكامل مشترك.

إن اختبار البواقي المذكور أعلاه يفترض أن متغيرات معادلة الانحدار كلها متكاملة من الدرجة الأولى I(1) بحيث يختزل إختبار التكامل المشترك في $\varepsilon \sim I(0)$. إذا كانت بعض المتغيرات في معادلة الانحدار هذه متكاملة من الدرجة الثانية I(2) فإن التكامل المشترك سيكون ممكناً إذا كانت السلاسل المتكاملة من الدرجة الثانية لها تكامل مشترك من الدرجة الأولى.

هناك مشكلة محتملة عند إستخدام إختبار ADF لاختبار التكامل المشترك عندما تكون الدالة المولدة للبيانات معطاة بالمعادلة (20) حيث البواقي من المعادلة (19). فان اختبار DF يمكن كتابته على النحو التالي:

$$\Delta e_t = \psi e_{t-1} + w_t; \qquad w_t \sim N(0, \sigma^2) .....(20)$$

والتي يمكن إعادة كتابتها للحصول على مكافئ لنموذج تصحيح الخطأ (يتم تقيّمه عند $\beta = \hat{\beta}$) كما موضح أدناه:

$$\Delta(y_t - \hat{\beta}x_t) = \psi(y_{t-1} - \hat{\beta}x_{t-1}) + w_t; \qquad w_t \sim (0, \sigma^2) .....(21)$$

أو

$$\Delta y_t = \hat{\beta}\Delta x_t + \psi(y_{t-1} - \hat{\beta}x_{t-1}) + w_t; \qquad w_t \sim (0, \sigma^2) .....(22)$$

لكن لا يمثل هذا النموذج نموذجا لتصحيح الخطأ يخص المعادلة (٢٠) و يمكن رؤية ذلك كالآتي:

$$\Delta y_t = \gamma_0 \Delta x_t + (1-\alpha)(y_{t-1} - \hat{\beta}x_{t-1}) + \mu_t; \qquad \mu_t \sim (0, \sigma^2) .....(23)$$

كي تكون المعادلة (٢٤) نفس المعادلة (٢٣) من الضروري فرض $\gamma_1 = -\alpha\gamma_0$ ويمكن إعادة كتابة المعادلة (٢٤) كالآتي:

$$(1-\alpha L)y_t = (\gamma_0 + \gamma_1 L)x_t + \mu_t .....(24)$$

أو

$$(1-\alpha L)y_t = \gamma_0(1-\alpha L)x_t + \mu_t .....(25)$$

الحد $(1-\alpha L)$ عنصر مشترك لطرفي المعادلة. الذى يفرضه إختبارDF وهو رد الفعل في المدى القصير للمتغيّر التابع y_t لتغيرات x_t الذي يصبح نفس الأثر في المدى الطويل.

اختبار استقرارية السلاسل الزمنية للبيانات المقطعية الخاصة بالمنشات الصناعية الكبيرة في العراق

يعاب علي طريقة إنجل- جرينجر أن اختبار التكامل المشترك من المحتمل أن تكون قوته قليلة علاوة على أن تقديرات علاقات المدى الطويل للسلسلة المنتهية من المحتمل أن تكون متحيّزة ، وكذلك لا يمكن إستنتاج معنوية المعلمات من قيم t العادية للنموذج الساكن. لكن رغماً من ذلك تمتاز طريقة أنجل جرنجر الآتي :

أولاً: أن من السهل تقدير النموذج الساكن بواسطة المربعات الصغرى العادية وإجراء اختبار التكامل لبواقي الانحدار في هذه المعادلة.

ثانياً: تقدير المعادلة(١٦) هو الخطوة الأولى فقط في طريقة أنجل – جرينجر حيث تشتمل الخطوة الثانية على تقدير نموذج تصحيح الخطأ في المدى القصير بإستخدام عدم التوازن (e_{t-1}) للحصول على معلومات عن سرعة التكيّف للتوازن.

عندما يتم إجراء الانحدار والحصول على $e_{t-1} = y_{t-1} - \hat{\beta}x_{t-1}$ من النموذج المدى الطويل (١٦) من الممكن تقدير النموذج أدناه:

$$\Delta y_t = \gamma_0 \Delta x_t - (1-\alpha)e_{t-1} + \mu_t .....(26)$$

أو

$$A(L)\Delta y_t = B(L)\Delta x_t - (1-\pi)e_{t-1} + \mu_t .....(27)$$

حيث يسمح الشكل الثاني بتقدير الشكل الحركي من خلال البيانات.

4-2 اختبار الآثار الثابتة بالنسبة للمجاميع Testing Group Effects

لاختبار فرضية العدم القائلة بان جميع الآثار الثابتة للمجاميع مساوية إلى الصفر أي إن:- Hun] [Myoung,p.15

$$H_0 : \mu_1 = ... = \mu_{n-1} = 0$$

فان الصيغة العام للاختبار هي: .

$$\frac{(e'e_{Efficient} - e'e_{Robust})/(n-1)}{(e'e_{Robust})/(nT-n-k)} = \frac{(R^2_{Robust} - R^2_{Efficient})/(n-1)}{(1-R^2_{Robust})/(nT-n-k)} \sim F(n-1, nT-n-k)$$

--(28)

فإذا تم رفض فرضية العدم هذا معناه بان الآثار بالنسبة للمجاميع معنوية أي إن نموذج الآثار الثابتة للمجاميع أفضل من نموذج الدمج بين البيانات المقطعية والسلاسل الزمنية.

2- 5 اختبار الآثار الثابتة بالنسبة للفترات

Testing Group Effects

لاختبار فرضية العدم القائلة بان جميع الآثار الثابتة للفترات مساوية إلى الصفر أي إن

H:t1=t2=……..=tn-1=0

فان الصيغة العامة للاختبار هي:

$$\frac{(e'e_{Efficient} - e'e_{Robust})/(n-1)}{(e'e_{Robust})/(nT-n-k)} = \frac{(R^2_{Robust} - R^2_{Efficient})/(n-1)}{(1-R^2_{Robust})/(nT-n-k)} \sim F(n-1, nT-n-k)$$

--(29)

فإذا تم رفض فرضية العدم هذا معناه بان الآثار بالنسبة للفترات معنوية أي إن نموذج الآثار الثابتة للفترات أفضل من نموذج الدمج بين البيانات المقطعية والسلاسل الزمنية

اختبار استقرارية السلاسل الزمنية للبيانات المقطعية الخاصة

بالمنشات الصناعية الكبيرة في العراق

6-2 اختبار الآثار الثابتة بالنسبة للفترات والمجاميع Testing Group Effects

لاختبار فرضية العدم القائلة بان جميع الآثار الثابتة للفترات والمجاميع مساوية إلى الصفر أي إن.

$$H_0 : \mu_1 = \ldots = \mu_{n-1} = 0 \; \tau_1 = \ldots = \tau_{T-1} = 0$$

فان ألصيغه ألعامه للاختبار هي:

$$\text{F-test: } \frac{(e'e_{Efficient} - e'e_{Robust})/(n+T-2)}{(e'e_{Robust})/(nT-n-T-k+1)} \sim F[(n+T-2),(nT-n-T-k+1)]$$

----------(30)

فإذا تم رفض فرضية العدم هذا معناه بان الآثار بالنسبة للفترات والمجاميع معنوية أي إن نموذج الآثار الثابتة للفترات والمجاميع أفضل من نموذج الدمج بين البيانات المقطعية والسلاسل

المبحث الثالث/ الجانب التطبيقي

1-3 عرض وتحليل ومناقشة النتائج

من اجل اختبار معنوية المعالم المقدرة ومدى تحقق المؤشرات الاولية للانحدار الزائف لنموذج المقطعية والخاصة بالمنشات الصناعية الكبيرة في العراق للفترة (1990-2005) وباستخدام طريقة المربعات الصغرى المدمجة (Pooled least square) تم تكوين الجداول التالية :-

- بالنسبة للمتغير المعتمد (قيمة الانتاج) والمتغيرات المستقلة متمثلة ب (قيمة مستلزمات الانتاج ، عدد العمال)

جدول(2)

نتائج التقدير باستخدام طريقة المربعات الصغرى المدمجة

(Pooled least square method)

(المتغير المعتمد = قيمة الانتاج)

المتغير	قيمة المعامل	الخطا المعياري	t-Statistic	القيمة الاحتمالية للاختبار
الحد الثابت	-0.198385	0.173796	-1.141486	0.2637
قيمة مستلزمات الانتاج	0.995398	0.013173	75.56130	**0.0000
عدد العمال	0.186119	0.034163	5.447937	**0.0000
معامل التحديدR-squared	0.995452	Mean dependent var		10.38056
Adjusted R-squared	0.995115	S.D. dependent var		2.246412
S.E. of regression	0.157011	Akaike info criterion		-0.770368
Sum squared resid	0.665612	Schwarz criterion		-0.630248
Log likelihood	14.55552			

حيث يلاحظ من الجدول (2) اعلاه ، بان كل من المتغيرين المستقلين (عدد العمال ، قيمة المستلزمات) معنويين وذلك بسبب كون القيمة الاحتمالية لاختبار t اقل من مستوى المعنوية (0.05) اضافة الى ذلك يلاحظ ارتفاع قيمة معامل التحديد والبالغة (99.5%) اما بالنسبة لاختبار مشكلة الارتباط الذاتي (Autocorrelation) فقد قام الباحث باستخدام اختبار Breusch-Godfrey وكما يلي :-

اختبار استقرارية السلاسل الزمنية للبيانات المقطعية الخاصة بالمنشات الصناعية الكبيرة في العراق

جدول (3)
اختبار Breusch-Godfrey للارتباط الذاتي

نوع الارتباط	قيمة معامل التحديد	$(n-m)R^2$ [1]	χ^2_m
ارتباط ذاتي من الدرجة الاولى	0.442193	*6.632895	3.841

يلاحظ من الجدول (3) اعلاه، بان القيمة المحسوبة لاختبار Breusch-Godfrey والبالغة (6.632895) اكبر من القيمة الجدولية لاختبار مربع كاي وبدرجة حرية (رتبة الارتباط الذاتي =1) والبالغة (3.841) وهذا يؤدي الى رفض فرضية العدم القائلة بعدم وجود ارتباط ذاتي أي ان النموذج يعاني من ارتباط ذاتي من الدرجة الاولى (First order A.C.)

- بالنسبة للمتغير المعتمد (قيمة الانتاج) والمتغيرات المستقلة متمثلة ب (قيمة مستلزمات الانتاج ، الاجور والرواتب المدفوعة)

جدول (4) نتائج التقدير باستخدام طريقة المربعات الصغرى المدمجة
(Pooled least square method)
(المتغير المعتمد = قيمة الانتاج)

المتغير	قيمة المعامل	الخطا المعياري	t-Statistic	القيمة الاحتمالية للاختبار
الحد الثابت	0.863953	0.146563	5.894754	0.0000
قيمة مستلزمات الانتاج	0.799100	0.036046	22.16871	0.0000
الاجور والرواتب المدفوعة	0.190724	0.031583	6.038855	0.0000
معامل التحديدR-squared	0.995938	Mean dependent var		10.38056
Adjusted R-squared	0.995637	S.D. dependent var		2.246412
S.E. of regression	0.148377	Akaike info criterion		-0.883478
Sum squared resid	0.594427	Schwarz criterion		-0.743359
Log likelihood	16.25218			

ومن الجدول (4) اعلاه ، نلاحظ بان كل من المتغيرين المستقلين (الاجور والرواتب المدفوعة ، قيمة المستلزمات) معنويين اضافة الى ذلك يلاحظ ارتفاع قيمة معامل التحديد والبالغة (99.5%) اما بالنسبة لاختبار مشكلة الارتباط الذاتي (Autocorrelation) فقد قام الباحث باستخدام اختبار Breusch-Godfrey وكما يلي :-

جدول (5)
اختبار Breusch-Godfrey للارتباط الذاتي

نوع الارتباط	قيمة معامل التحديد	$(n-m)R^2$	χ^2_m
ارتباط ذاتي من الدرجة الاولى	0.380558	5.70837	3.841

يلاحظ من الجدول (5) اعلاه ، بان القيمة المحسوبة لاختبار Breusch-Godfrey والبالغة (5.70837) اكبر من القيمة الجدولية لاختبار مربع كاي وبدرجة حرية (رتبة الارتباط الذاتي =1) والبالغة (3.841) وهذا يؤدي الى رفض فرضية العدم القائلة بعدم وجود ارتباط ذاتي أي ان النموذج يعاني من ارتباط ذاتي من الدرجة الاولى (First order A.C.)

[1] n= عدد المشاهدات

m=رتبة الارتباط الذاتي

اختبار استقرارية السلاسل الزمنية للبيانات المقطعية الخاصة بالمنشات الصناعية الكبيرة في العراق

2-3 تحليل اختبار(ديكي- فولير) الموسع Augment Dickey Fuller (ADF)

لغرض اختبار جذر الوحدة (Unit root) على متغيرات البيانات المدمجة وللحالات المختلفة (ثابت ، ثابت واتجاه عام ، عدم وجود ثابت واتجاه عام) تم تكوين الجدول التالي:-

جدول (6) اختبار ديكي – فولير الموسع لمتغيرات السلسلة المقطعية

الاختبار	عند وجود قاطع		عند وجود قاطع واتجاه عام		عدم وجود قاطع واتجاه عام	
الاختبار / المتغير	قيمة الاختبار	القيمة الاحتمالية	قيمة الاختبار	القيمة الاحتمالية	قيمة الاختبار	القيمة الاحتمالية
قيمة الاجور والرواتب المدفوعة	2.29863	0.6810	2.39445	0.6636	0.05999	0.9996
الفروق الاولى لقيمة الاجور والرواتب المدفوعة	11.969	*0.0176	10.3668	*0.0347	7.61912	*0.0151
قيمة مستلزمات الانتاج	0.17752	0.9963	8.26918	0.0822	0.35376	0.9861
الفروق الاولى لقيمة مستلزمات الانتاج	**17.9587	0.0013	**14.8195	0.0051	**16.0092	0.003
عدد العمال	9.15021	0.0575	4.09115	0.3938	1.78165	0.7758
الفروق الاولى لعدد العمال	**16.1629	0.0028	*13.0745	0.0109	**28.2023	0.0000
قيمة الانتاج	0.22826	0.994	4.55807	0.3357	0.40015	0.9825
الفروق الاولى لقيمة الانتاج	*9.84858	0.0431	*7.95299	0.0433	*12.0735	0.0168

يلاحظ من الجدول (6) بان القيمة الاحتمالية لاختبار (ديكي – فولير الموسع) اكبر من مستوى المعنوية (5%) وهذا يؤدي الى قبول فرضية العدم القائلة بوجود جذر وحدة للسلسلة المقطعية أي ان السلسلة المقطعية للبيانات غير مستقرة عند وجود او عدم وجود قاطع واتجاه عام ولكافة المتغيرات . اما بالنسبة لسلسلة الفروق الاولى ، فقد كانت القيمة الاحتمالية اقل من مستوى المعنوية (5%) وهذا يؤدي الى رفض فرضية العدم القائلة بوجود جذر وحدة للفروق الاولى للسلسلة الزمنية أي ان الفروق الاولى للسلسلة المقطعية للبيانات مستقرة عند وجود او عدم وجود قاطع واتجاه عام.

ومن اجل اختبار التكامل المشترك للنماذج المستخدمة في التقدير قام الباحث باختبار استقرارية البواقي لتلك النماذج وكما يلي :-

- اختبار جذر الوحدة بالنسبة للسلسلة المقطعية لبواقي النموذج المقدر (المتغير المعتمد متمثل بقيمة الانتاج والمتغيرات المستقلة متمثلة بعدد العمال وقيمة مستلزمات الانتاج)

جدول (7)

اختبار ديكي – فولير الموسع للبواقي

	عند وجود قاطع		عند وجود قاطع واتجاه عام		عدم وجود قاطع واتجاه عام	
المتغيرات المستقلة	قيمة الاختبار	القيمة الاحتمالية	قيمة الاختبار	القيمة الاحتمالية	قيمة الاختبار	القيمة الاحتمالية
عدد العمال ، قيمة مستلزمات الانتاج	4.10893	0.3915	2.34718	0.6722	11.4851	*0.0216
الاور والرواتب ، قيمة مستلزمات الانتاج	7.92480	0.0944	4.07491	0.396	16.8917	**0.002

اختبار استقرارية السلاسل الزمنية للبيانات المقطعية الخاصة بالمنشات الصناعية الكبيرة في العراق

يلاحظ من الجدول (7) بان القيمة الاحتمالية لاختبار (ديكي – فولير الموسع) اكبر من مستوى المعنوية (5%) وذلك عند وجود (قاطع ، قاطع واتجاه عام) وهذا يؤدي الى قبول فرضية العدم القائلة بوجود جذر وحدة لسلسلة البيانات المقطعية لبواقي النموذج المقدر في حين ان القيمة الاحتمالية للاختبار في سلسلة البواقي المقطعية تكون اقل من مستوى المعنوية (0.05) وذلك عند عدم وجود قاطع واتجاه عام وهذا يعني ان النموذج يحقق شرط التكامل المشترك بعد اجتيازه للشروط والمتمثلة ب :-

١- الاستقرارية للمتغيرات المستقلة والمتضمنة (عدد العمال وقيمة مستلزمات الانتاج) وذلك بعد اخذ الفروق الاولى وعند عدم وجود قاطع واتجاه عام أي بمعنى اخر ان كل من هذه المتغيرات تكون متكاملة من الرتبة الاولى.

٢- سلسلة البواقي للنموذج المقدر تكون مستقرة أي تكون متكاملة من الرتبة صفر وذلك عند عدم وجود قاطع واتجاه عام.

3-3 تطبيق نموذج تصحيح الخطأ

من نتائج الاختبارات السابقة والتي تم عرضها في الجانب النظري ، تبين بان كل من الدوال التالية تتصف بخاصية التكامل المشترك وحسب اجتيازها للشروط المبينة في ادناه:-

جدول (٨) انواع الدوال وحسب درجة تكاملها بالنسبة للمتغيرات والبواقي

تسلسل الدالة	المتغير المعتمد	المتغيرات المستقلة	درجة تكامل المتغيرات	درجة تكامل البواقي
الاولى	قيمة الانتاج	قيمة المستلزمات عدد العمال	متكاملة من الدرجة الاولى	متكاملة من الدرجة صفر
الثانية	قيمة الانتاج	قيمة المستلزمات الاجور والرواتب المدفوعة	متكاملة من الدرجة الاولى	متكاملة من الدرجة صفر
الثالثة	القيمة المضافة الاجمالية	قيمة المستلزمات عدد العمال	متكاملة من الدرجة الاولى	متكاملة من الدرجة صفر
الرابعة	القيمة المضافة الاجمالية	قيمة المستلزمات الاجور والرواتب المدفوعة	متكاملة من الدرجة الاولى	متكاملة من الدرجة صفر

وبذلك يمكن تطبيق نموذج تصحيح الخطأ في تقدير تلك النماذج وكما يلي :-

- في حالة كون المتغير المعتمد (قيمة الانتاج) والمتغيرات المستقلة متمثلة ب (قيمة المستلزمات ، عدد العمال)

لتقدير نموذج تصحيح الخطأ ومن الصيغة التالية :-

$$\Delta y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{m} \beta_i \Delta x_{1t-i} + \sum_{j=1}^{n} \gamma_j \Delta x_{2t-j} + \delta e_{t-1} + E$$

بحيث ان :-

Δy_t: يمثل الفرق الاول لمتغير قيمة الانتاج

Δx_{1t-i}: يمثل الفروق الاولى لمتغير قيمة مستلزمات الانتاج

Δx_{2t-j}:يمثل الفروق الاولى لمتغير عدد العمال

e_{t-1}:يمثل البواقي والتي تم تقديرها من النموذج الاصلي لدالة قيمة الانتاج

ولغرض تحديد الحجم الامثل لعدد الفجوات الزمنية (m,n) استخدم الباحث القاعدة التالية :-

١- نقوم بتقدير الصيغة اعلاه بتثبيت n وتجريب الاحجام m.....1,2,..... واختيار الصيغة التي يكون عندها معيارAkaike اقل ما يمكن ويكون m^* هو الحجم الامثل.

٢- نقوم بتقدير الصيغة اعلاه بتثبيت m^* وتجريب الاحجام n.....1,2,..... واختيار الصيغة التي يكون عندها معيارAkaike اقل ما يمكن ويكون n^* هو الحجم الامثل .

وعلى هذا الاساس توصل الباحث الى النتيجة التالية :-

اختبار استقرارية السلاسل الزمنية للبيانات المقطعية الخاصة بالمنشآت الصناعية الكبيرة في العراق

جدول (9) تقدير نموذج تصحيح الخطأ

المتغير	قيمة المعامل	الخطا المعياري	t-Statistic	القيمة الاحتمالية للاختبار
الحد الثابت	0.009913	0.005528	1.793137	0.1005
الخطأ العشوائي	-0.095348	0.022666	-4.206694	0.0015
مستلزمات الانتاج	0.073604	0.013036	5.646212	0.0001
الفرق الاول لعدد العمال	-0.016743	0.019792	-0.845949	0.4156
الفرق الثاني لعدد العمال	-0.033229	0.029878	-1.112154	0.2898
الفرق الثالث لعدد العمال	-0.018899	0.026997	-0.700043	0.4984
الفرق الرابع لعدد العمال	-0.032645	0.021143	-1.544025	0.1508
الفرق الاول لمستلزمات الانتاج	0.005918	0.012625	0.468754	0.6484
الفرق الثاني لمستلزمات الانتاج	-0.018484	0.010039	-1.841293	0.0927
R-squared	0.937881	Mean dependent var		0.031427
Adjusted R-squared	0.892704	S.D. dependent var		0.042778
S.E. of regression	0.014013	Akaike info criterion		-5.395567
Sum squared resid	0.002160	Schwarz criterion		-4.947487
Log likelihood	62.95567	Durbin-Watson stat		1.780263

حيث يلاحظ من الجدول (9) اعلاه بان قيم كل من Akaike info criterion ، Schwarz criterion والبالغة (-4.947487,-5.395567) اقل من قيمهما والمستخرجة من النموذج المقدر باستخدام المربعات الصغرى المدمجة وكما في الجدول (2) وهذا دليل على ان نموذج تصحيح الخطأ هو الافضل .
اما بالنسبة لاختبار الاثار الثابتة للفترات والمجاميع فقد اعتمد الباحث على الصيغ (29,30,31) والموضحة في الجانب النظري اضافة الى معياري Akaike info criterion، Schwarz criterion في تقييم تلك الاثار وتم تكوين الجداول التالية :-

جدول (10)
نتائج اختبار الاثار الثابتة للفترات والمجاميع

الاختبار	الاثار الثابتة للمجاميع		الاثار الثابتة للفترات		الاثار الثابتة للفترات والمجاميع	
	F	القيمة الاحتمالية	F	القيمة الاحتمالية	F	القيمة الاحتمالية
Redundant Fixed Effects Tests	1.253276	0.3256	0.437643	0.8589	0.281634	0.9354
Akaike info criterion	-5.706132		-5.344918		-5.290028	
Schwarz criterion	-4.813460		-4.402654		-4.298171	

يلاحظ من الجدول (10) بان جميع الاثار الثابتة للفترات والمجاميع غير معنوية وذلك لكون القيم الاحتمالية لاختبار F اقل من مستوى المعنوية (0.05) وهذا يعني ان النموذج المقدر باستخدام نموذج تصحيح الخطأ افضل منه في حالة النموذج المقدر للأثار الثابتة للفترات والمجاميع وما يؤكد هذه النتيجة هو ارتفاع معياري Akaike info criterion، Schwarz criterion بالنسبة للأثار الثابتة للفترات والمجاميع.

اختبار استقرارية السلاسل الزمنية للبيانات المقطعية الخاصة بالمنشات الصناعية الكبيرة في العراق

- في حالة كون المتغير المعتمد (قيمة الانتاج) والمتغيرات المستقلة متمثلة بـ (قيمة المستلزمات، الاجور والرواتب المدفوعة)

ومن اجل التوصل الى تقدير نموذج تصحيح الخطأ بالنسبة الى النموذج الثاني (قيمة الانتاج، قيمة المستلزمات ، الاجور والرواتب المدفوعة) قام الباحث باختبار الحجم الامثل للفجوات الزمنية وتوصل الى النتائج التالية :-

جدول (11) تقدير نموذج تصحيح الخطأ

المتغير	قيمة المعامل	الخطا المعياري	t-Statistic	القيمة الاحتمالية للاختبار
الحد الثابت	0.037013	0.026167	1.414467	0.1719
الخطأ العشوائي	1.031368	0.097371	10.59217	0.0000
مستلزمات الانتاج	0.918841	0.036313	25.30363	0.0000
الفرق الاول للاجور والرواتب	-0.018167	0.070726	-0.256862	0.7998
الفرق الاول لمستلزمات الانتاج	0.012822	0.031192	0.411082	0.6852
R-squared	0.974847	Mean dependent var		0.495166
Adjusted R-squared	0.970056	S.D. dependent var		0.497442
S.E. of regression	0.086079	Akaike info criterion		-1.896073
Sum squared resid	0.155600	Schwarz criterion		-1.654131
Log likelihood	29.64895	Durbin-Watson stat		2.992955

حيث يلاحظ من الجدول (11) اعلاه بان قيم كل من Akaike info criterion ، Schwarz criterion والبالغة (-1.896073,-1.654131) اقل من قيمهما والمستخرجة من النموذج المقدر باستخدام المربعات الصغرى المدمجة وكما في الجدول (4) وهذا دليل على ان نموذج تصحيح الخطأ هو الافضل .

اما بالنسبة لاختبار الاثار الثابتة للفترات والمجاميع فقد تم تكوين الجدول التالي :-

جدول (12) نتائج اختبار الاثار الثابتة للفترات والمجاميع

الاختبار	الاثار الثابتة للمجاميع		الاثار الثابتة للفترات		الاثار الثابتة للفترات والمجاميع	
	F	القيمة الاحتمالية	F	القيمة الاحتمالية	F	القيمة الاحتمالية
Redundant Fixed Effects Tests	0.032157	0.8593	0.85005	0.6157	0.710455	0.7268
Akaike info criterion	-0.078562		0.035696		0.107082	
Schwarz criterion	0.206911		0.892113		1.011078	

يلاحظ من الجدول (12) بان جميع الاثار الثابتة للفترات والمجاميع غير معنوية وذلك لكون القيم الاحتمالية لاختبار F اقل من مستوى المعنوية (0.05) وهذا يعني ان النموذج المقدر باستخدام نموذج تصحيح الخطأ افضل منه في حالة النموذج المقدر للأثار الثابتة للفترات والمجاميع وما يؤكد هذه النتيجة هو ارتفاع معياري Schwarz criterion، Akaike info criterion بالنسبة للأثار الثابتة للفترات والمجاميع. اضافة الى ذلك وعند المقارنة بين نموذجي تصحيح الخطأ وذلك في حالة استخدام المتغير المستقل (عدد العمال) مرة والاجور والرواتب مرة اخرى نلاحظ بانه في حالة استخدام المتغير عدد العمال يكون النموذج افضل منه وذلك في حالة استخدام المتغير الاجور والرواتب المدفوعة كون قيم Schwarz criterion، Akaike info criterion اقل من الحالة الثانية .

الاستنتاجات:-

على ضوء النتائج التي تم التوصل اليها في متن البحث، تم التوصل الى النقاط التالية :-

١- ان متغير عدد العمال وبفروقه قد اظهر نتيجة سلبية وهذا مؤشر على ضعف عنصر العمل في العملية الانتاجية.

٢- ان تقدير معلمة عنصر الخطأ العشوائي كانت سالبة وهي نتيجة منطقية وذلك لكونها تمثل معامل سرعة التعديل والتي تقيس مقدار التغير في المتغير التابع نتيجة لانحراف قيمة المتغير المستقل في الاجل القصير عن قيمته التوازنية في الاجل الطويل وبمقدار وحدة واحدة

٣- المتغير المستقل (قيمة مستلزمات الانتاج) معنوي احصائيا تحت مستوى (٠,٠٥) وان زيادته بمقدار (١٠٠%) يؤدي الة زيادة قيمة الانتاج بنسبة (٧,٤%)

التوصيات :-

من الاستنتاجات والنتائج التي تم التوصل اليها ، يوصي الباحث بما يلي :-

1- ضرورة اجراء الاختبارات الخاصة باستقرارية السلاسل الزمنية ومدى مطابقتها لاختبار التكامل المشترك وذلك من اجل التوصل الى نتائج اكثر واقعية .

2- زيادة الدورات التدريبية واختيار العمال ذوي الكفاءة المهنية وذلك من اجل ضمان زيادة مساهمة عنصر العمل في العملية الانتاجية.

المصادر

1- الاتحاد، انخفاض عدد المنشآت الصناعية الكبيرة مقابل زيادة عدد العاملين فيها ،الصحيفة المركزية للاتحاد الوطني الكردستاني

2- عبد الله ، خالد بن حمد " اختبار فرضية "كالدور" للعلاقة بين الإنتاج الصناعي والنمو الاقتصادي في المملكة العربية السعودية" ,2005، مجلة جامعة الملك سعود للعلوم الادارية

3- عربي ، د. خلف الله أحمد محمد ، اقتصاد قياسي متقدم، مطبعة جي تاون، الخرطوم، 2005،

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

5- وزارة التخطيط العراقية – الجهاز المركزي للإحصاء- المجموعة الإحصائية السنوية 2007

6- HARRIS RITCHARD, Using COINTEGRATION ANALYSIS IN ECONOMICS MODLELLINMG, Prentice Hall, LONDON, 1995,

7- Hun Myoung Park (Linear Regression Models for Panel Data Using SAS, Stata, (kucc625) © 2005-2008 The Trustees of Indiana University (11/15/2008) *Linear Regression Models for Panel Data*: 1

اختبار استقرارية السلاسل الزمنية للبيانات المقطعية الخاصة بالمنشات الصناعية الكبيرة في العراق

Stability testing of time series data for CT Large industrial establishments in Iraq

Abstract: -

The concept of joint integration of important concepts in macroeconomic application, the idea of cointegration is due to the Granger (1981), and he explained it in detail in Granger and Engle in Econometrica (1987). The introduction of the joint analysis of integration in econometrics in the mid-eighties of the last century, is one of the most important developments in the experimental method for modeling, and the advantage is simply the account and use it only needs to familiarize them selves with ordinary least squares.

Cointegration seen relations equilibrium time series in the long run, even if it contained all the sequences on the direction of random (non-static, and variables integrated of degree one), they although no sleep will move close together over time and be the difference, including a finger (1), thus the idea of joint integration simulates a balance in the long run to interpret the economic system, is concentrated the main reason for the lack of balance in the inability of economic agents to adapt to economic agents with the information on the fly (2). There are an estimated cost of adaptation and that lead to determining the value of the dependent variable only through the value of current and past some of the independent variables in addition to the evolution of the dependent variable as a result of its interaction with the values of the independent variables current and previous as well as the delay of the variable's in the form of short-term (dynamic). The addition of dependent variables with a delay to the form simplification of the model motor (which tend otherwise to the existence of a strong correlation between the independent variables with a delay) when the restriction (adaptation) values of the dependent variable the current values of the independent variables of delay works to reduce these limits in return for the cost of the border with delay.

On this basis, the application of the methodology, the researcher Engle - Granger (Engle - Granger) in the joint integration of the CT data models for large industrial plants in Iraq for the period (1990-2005) was cross-
sections so that the sector (public, private)

Where the research contained in the theoretical side Mbgesan, in the first part, has been the research methodology by showing the importance of research, which confirmed the account the new addition to the specialists and researchers in this field. The research problem can be summarized in the impact of the application of this method compared to compact way of least squares for fixed effects for the periods and groups, as well as the goal of the research and its premises and the nature of the variables used and where they overlap.

In the second section, the researcher introduced the concept of stability, and how to test the method of combining CT data and time series.

In the practical side, were presented results of the assessment of the variables used in the research and for the period (1990-2005), disaggregated by estimation method and the type of the function of each sector (public, private) separately.

Finally Showing researcher conclusions and recommendations reached by the research.