تاثير استقرارية البيانات المقطعية على تقدير منظومة المعادلات الانية الخاصة في المنشات الصناعية الكبيرة في العراق

أ. د. دجلة ابراهيم مهدي
كلية الادارة والاقتصاد/ جامعة بغداد
قسم الاحصاء

ملخص البحث

تعتبر السلاسل غير الساكنة دوماً مشكلة في التحليل القياسي. بحيث أوضحت بعض الأعمال النظرية أن الخواص الإحصائية لتحليل الانحدار تفقد عند إستخدام سلاسل غير ساكنة ويعطي إنحدار وهمي للعلاقات تحت التقدير، ويمكن للسلسلة X_t غير الساكنة أن تصبح ساكنة عن طريق إضافة متغير الزمن إلى التحليل المتعدد العوامل لإزالة الاتجاه العام، إضافة متغير وهمي موسمي لإزالة أثر الموسمية، استخدام التحويلات الخاصة في تباين السلسلة بالإضافة إلى استخدام الفروق المتكررة d ويقال عليها في هذه الحالة أنها متكاملة من الدرجة d.

وقد تضمن البحث في الجانب النظري مبحثين ، في المبحث الأول تم عرض منهجية البحث من خلال عرض أهمية البحث التي أكدت على اعتباره اضافة جديدة للمختصين والباحثين في هذا المجال، في المبحث الثاني تم عرض مفهوم منظومة المعادلات الآنية لأسلوب الدمج بين البيانات المقطعية والسلاسل الزمنية وذلك باستخدام الآثار الثابتة للفترات والمجاميع مرة وبدون استخدامها مرة ثانية. كذلك تم عرض شروط تشخيص النموذج المستخدم في التحليل والمتضمن شرطي الرتبة والترتيب إضافة إلى توضيح استخدام أسلوب المربعات الصغرى ذات المرحلتين المدمجة في التقدير للبيانات المستخدمة في البحث وكذلك عرض لاختبار الآثار الثابتة لكل من المجاميع والفترات. اضافة الى مفهوم اختبار فيلبس – بيرون (Phillips – Peron).

أما مشكلة البحث فتتلخص في مدى تأثير استقرارية البيانات المقطعية والتي تم الكشف عنها باستخدام اختبار فيلبس– بيرون (Phillips- Peron) وذلك على مستوى السلسلة والفروق الاولى والثانية للبيانات المقطعية (Panel data) ولكل من الاثار الثابتة للفترات والمجاميع. وكذلك هدف البحث وفرضياته وطبيعة المتغيرات المستخدمة فيه وتداخلها، أما في المبحث الثالث، تم عرض نتائج التقدير لمنظومة المعادلات الآنية المستخدمة في البحث وللفترة (1990-2005) مصنفة حسب طريقة التقدير ونوع الدالة لكل من القطاع الصناعي (العام، المختلط ، التعاوني، الخاص) كل على حدة. وفي المبحث الرابع، عرضت الباحثة الاستنتاجات والتوصيات التي تم التوصل اليها من نتائج البحث .

الكلمات المفتاحية: **البيانات المقطعية، منظومة المعادلات الانية، التشخيص، السلاسل الزمنية، المربعات الصغرى ذات المرحلتين المدمجة، اختبار فيلبس-بيرون.**

مجلة العلوم
الاقتصادية والإدارية
المجلد 18
العدد 68
الصفحات 335- 358

تاثير استقرارية البيانات المقطعية على تقدير منظومة المعادلات الانية الخاصة في المنشات الصناعية الكبيرة في العراق

Using panel data in structural equations with application

Abstract

The non static chain is always the problem of static analysis so that explained some of theoretical work, the properties of statistical regression analysis to lose when using strings in statistic and gives the slope of an imaginary relation under consideration. X_t chain is not static can become static by adding variable time to the multivariate analysis the factors to remove the general trend as well as variable placebo seasons to remove the effect of seasonal .convert the data to form exponential or logarithmic , in addition to using the difference repeated d is said in this case it integrated class d. Where the research contained in the theoretical side in parts in the first part the research methodology has been through a presentation , the emphasized the importance of research on the mind a new addition for the professionals and researchers in this area. In the second part , we have introduced the concept of system of simultaneous equation for the method of combining CT data and time series . using fixed effects for the periods and groups once and use them without a second time . Also has been the conditions diagnosis model used in the analysis , which includes the police rank and oich includes the police rank and order in addition to illustrate the urder in addition to illustrate the use of a method of least squares two –stage built in appreciation of the data used in the research as well as view to test the fixed effects for each of the groups and period . in addition to the concept of testing Phillips-perron (Philips-peron). The research problem can be summarized in the thirastoqania data CT, which was detected using the test Phillips –perron (Philips-peron) and the level of the series and the difference first & second data scan (panel data) and each of the fixed effect of the peviods and groups, and also the goal of research and its premises and the nature of the variables used and where they develop. In the practical side , were presented results of the assessment system of simultaneous equation used in the research and for the period (1990-2005), disaggregated by type of estimation method and the function of each sector (pubic ,mixed , cooperative ,private) separately.

Keywords:- Panel data ;Simultaneous equations ; Balanced panel data ; Pooled two stage least square; One way fixed time effect; Two way fixed time group effect; Identification; Phillips-Perron; Redundant fixed effect; Akaike information criterion ;Schwarz criterion

تأثير استقرارية البيانات المقطعية على تقدير منظومة المعادلات الانية الخاصة في المنشآت الصناعية الكبيرة في العراق

المبحث الاول/ منهجية البحث

1-1 المقدمة

يعتبر موضوع الدمج بين البيانات المقطعية (Panel data) والسلاسل الزمنية من المواضيع الحديثة في مجال القياس الاقتصادي ، حيث ظهرت العديد من الدراسات التطبيقية في هذا الجانب إلا إن هنالك عدد محدود من الدراسات التطبيقية في مجال استخدام أسلوب الدمج بين البيانات المقطعية والسلاسل الزمنية وتطبيقها في منظومة المعادلات الآنية (simultaneous equation) واغلب هذه البحوث تناولت الجانب النظري دون التطرق إلى الجانب التطبيقي. نذكر منها دراسة (خالد بن إبراهيم الدخيل، 1996) حيث كان الهدف من هذه الدراسة هو اقتراح وتقديم طريقة تقدير قياسية جديدة لهذا النوع من النماذج تقوم على التنسيق والجمع بين طريقة المربعات الصغرى ذات المرحلتين المدمجة Pooled two stage least square وطريقة نظم المعادلات غير المرتبطة ظاهريا لزيلنر .
إضافة إلى ذلك عمل (Wooldridge 2002) باستخدام أسلوب المربعات الصغرى ذات المرحلتين المدمجة (Pooled two stage least square) لتقدير الاستثمار في (22) منطقة من مناطق ولاية إنديانا الأمريكية للفترة (1980-1988) حيث تمثلت المقاطع العرضية بالمناطق قيد البحث [Wooldridge,148]. حيث لم تأخذ أي من هذه الدراسات تأثير استقرارية البيانات المقطعية على نتائج التقدير.
الدراسة الحالية تمثلت في تقدير منظومة المعادلات الآنية (Simultaneous equation) للبيانات المقطعية المتزنة (Balanced panel data) بالنسبة للمنشآت الصناعية الكبيرة في العراق للفترة (1990-2005) وذلك باستخدام أسلوب المربعات الصغرى ذات المرحلتين المدمجة (Pooled two stage least square) ، وقد تم الاخذ بنظر الاعتبار استخدام اختبار (فيلبس– بيرون) (Phillips- Peron) .

2-1 أهمية البحث

تأتي أهمية البحث بالنسبة للباحثين في مجال استخدام منظومة المعادلات الآنية وتطبيقها في البيانات المقطعية وذلك لبيان مدى كفاءة نموذج الآثار الثابتة للفترات والمجاميع ومقارنته بالنموذج المقدر بأسلوب المربعات الصغرى ذات المرحلتين المدمجة (Pooled two stage least square)وذلك على مستوى البيانات المقطعية والفروق الاولى والثانية للمتغيرات الخارجية (Exogenous variables) والمتضمنة (عدد المشتغلين، الاجور والرواتب المدفوعة، قيمة مستلزمات الانتاج، قيمة المبيعات) والمتغيرات الداخلية (Endogenous variables) والمتمثلة ب (قيمة الانتاج، القيمة المضافة الاجمالية، درجة التصنيع) بالنسبة للمنشآت الصناعية الكبيرة في العراق. وقد تم الاعتماد على برنامج القياس الاقتصادي (Eviews 7) في استخراج النتائج.

3-1 هدف البحث

يهدف البحث إلى تقدير منظومة المعادلات الآنية للبيانات المقطعية باستخدام أسلوب المربعات الصغرى ذات المرحلتين المدمجة (pooled two stage least square) ومقارنته بأسلوبي الآثار الثابتة للفترات والمجاميع في المنشآت الصناعية الكبيرة في العراق للفترة 1990- 2005. وذلك على مستوى البيانات المقطعية (Panel data) والفروق الاولى والثانية للمتغيرات المستخدمة في البحث.

4-1 مشكلة البحث

تتمثل مشكلة البحث في بيان مدى تأثير استقرارية البيانات المقطعية (Panel data) على تقدير منظومة المعادلات الانية (Simultaneous equations) ومقارنته بطريقة المربعات الصغرى ذات المرحلتين المدمجة للاثار الثابتة للفترات والمجاميع وبالتالي الوصول الى افضل نموذج تقدير للمنشآت الصناعية الكبيرة في العراق.

5-1 فرضيات البحث:-

يتضمن البحث اختبار فرضيات العدم التالية:-

اولا :- بالنسبة لدالة قيمة الانتاج

H01 :- عدم وجود فروق معنوية للنموذج المقدر باستخدام طريقة المربعات الصغرى ذات المرحلتين المدمجة (Pooled two stage least square) بوجود (قاطع، قاطع واتجاه عام، عدم وجود قاطع واتجاه عام) لمستوى (السلسلة الزمنية والبيانات المقطعية، الفروق الاولى للسلسلة الزمنية والبيانات المقطعية، الفروق الثانية للسلسلة الزمنية والبيانات المقطعية) بالنسبة للمتغيرات المحددة مسبقا (Predetermined variables) والمتضمنة (اجور المشتغلين، مستلزمات الانتاج، درجة التصنيع) والمتغير الداخلي (قيمة الانتاج) مع النموذج المقدر للأثار الثابتة (للفترات (One way fixed time effect)، المجاميع (One way fixed group effect)، للفترات والمجاميع (Two way fixed time group effect)).

ثانيا :- بالنسبة لدالة القيمة المضافة الاجمالية

H02:- عدم وجود فروق معنوية للنموذج المقدر باستخدام طريقة المربعات الصغرى ذات المرحلتين المدمجة (Pooled two stage least square) بوجود (قاطع، قاطع واتجاه عام، عدم وجود قاطع واتجاه عام) لمستوى (السلسلة الزمنية والبيانات المقطعية، الفروق الاولى للسلسلة الزمنية والبيانات المقطعية، الفروق الثانية للسلسلة الزمنية والبيانات المقطعية) بالنسبة للمتغيرات المحددة مسبقا (Predetermined variables) والمتضمنة (اجور المشتغلين، مستلزمات الانتاج، درجة التصنيع) والمتغير الداخلي (القيمة المضافة الاجمالية) مع النموذج المقدر للأثار الثابتة (للفترات (One way fixed time effect)، المجاميع (One way fixed group effect) ، للفترات والمجاميع (Two way fixed time group effect))

ثالثا :- بالنسبة لدالة درجة التصنيع

H03:- عدم وجود فروق معنوية للنموذج المقدر باستخدام طريقة المربعات الصغرى ذات المرحلتين المدمجة (Pooled two stage least square) بوجود (قاطع، قاطع واتجاه عام ، عدم وجود قاطع واتجاه عام) لمستوى (السلسلة الزمنية والبيانات المقطعية، الفروق الاولى للسلسلة الزمنية والبيانات المقطعية، الفروق الثانية للسلسلة الزمنية والبيانات المقطعية) بالنسبة للمتغيرات المحددة مسبقا (Predetermined variables) والمتضمنة (عدد المشتغلين، قيمة المبيعات) والمتغير الداخلي (درجة التصنيع) مع النموذج المقدر للأثار الثابتة (للفترات (One way fixed time effect)، المجاميع (One way fixed group effect) ، للفترات والمجاميع (Two way fixed time group effect))

6-1 متغيرات البحث

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

أولا - المتغيرات الخارجية Exogenous variables

X1:- قيمة المستلزماتInput

تمثل قيمة المستلزمات (الوقود- المواد الأولية– مواد التعبئة والتغليف- المستلزمات الخدمية) المستخدمة في العملية الإنتاجية. [الاتحاد ، ص 1]

X2:- قيمة الأجور والرواتبSalary

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 المشتغلينNo. of employees

X4 :- قيمة المبيعاتSales

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

Y1: - قيمة الإنتاج Output

Y2:- القيمة المضافة الإجمالية Added value

تم احتساب القيمة المضافة الإجمالية وفق المعادلة التالية:-

القيمة المضافة الإجمالية = قيمة الإنتاج – قيمة مستلزمات الإنتاج

Y3 :- درجة التصنيع

Degree of industrial

أما بالنسبة لدرجة التصنيع فقد تم إيجادها كما يلي :-

درجة التصنيع = القيمة المضافة الإجمالية / قيمة الإنتاج

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

تاثير استقرارية البيانات المقطعية على تقدير منظومة المعادلات الانية الخاصة في المنشآت الصناعية الكبيرة في العراق

جدول (1)[*]

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

السنوات	قيمة الإنتاج	مستلزمات الإنتاج	عدد العمال	قيمة الأجور والرواتب	قيمة المبيعات	القيمة المضافة الإجمالية**	درجة التصنيع**
_PU-1990	2240.9	999.2	119.5	271.1	2151.5	1241.7	0.554108
_MI-1990	346.1	218.9	12	34.6	344.2	127.2	0.367524
_CO-1990	11.1	7.3	2.6	1.8	11.8	3.8	0.342342
_PR-1990	545.2	401.4	25.6	51.4	577.6	143.8	0.263756
_PU-1991	852.1	410.8	99.8	292.8	840	441.3	0.517897
_MI-1991	258.7	149.8	10.1	29.9	267.3	108.9	0.420951
_CO-1991	7.9	4.3	2.7	1.5	7.9	3.6	0.455696
_PR-1991	374.4	254.4	15.6	35.9	388.3	120	0.320513
_PU-1992	1993.5	992.2	96.7	509	1797.2	1001.3	0.502282
_MI-1992	446.3	228.9	9	48.1	454.4	217.4	0.487116
_CO-1992	31.1	17.4	3.6	3.5	29	13.7	0.440514
_PR-1992	1050.5	811.3	18.7	64.2	1043.2	239.2	0.227701
_PU-1993	5460.2	2780.5	96.6	927.7	3543.8	2679.7	0.49077
_MI-1993	810.2	438.4	7.8	75.8	846.9	371.8	0.458899
_CO-1993	65.7	43.6	3.9	7.1	64.9	22.1	0.336377
_PR-1993	2481.8	1768.3	17	108.8	2428	713.5	0.287493
_PU-1994	13849.2	9811.4	87.8	2877.6	11283.7	4037.8	0.291555
_MI-1994	1966.8	1225.7	7.3	250.1	1755.6	741.1	0.376805
_CO-1994	129.5	73.6	3	17.3	119	55.9	0.43166
_PR-1994	9064.9	6856.7	30.6	331.9	8715.5	2208.2	0.243599
_PU-1995	56057.4	33015.7	89.4	12229.3	49238.1	23041.7	0.411038
_MI-1995	4978.2	2188.1	6.2	719.9	3706.3	2790.1	0.560464
_CO-1995	243.1	135.3	2.3	39.3	212.4	107.8	0.443439
_PR-1995	26198.6	24087.8	15.7	1261	19535.5	2110.8	0.0805691
_PU-1996	64212.4	46935.4	87.7	11149.8	53805.8	17277	0.26906
_MI-1996	7346.9	4507.6	6.5	991	6986.9	2839.3	0.386462
_CO-1996	121.7	75.2	1	27.3	100.6	46.5	0.382087
_PR-1996	21997.6	19786.4	14.4	1300	21733.3	2211.2	0.10052
_PU-1997	99969.7	71392.6	85.8	12924.1	99305.3	28577.1	0.285858
_MI-1997	12877.5	5437.5	7.5	1186.6	14001.5	7440	0.577752
_CO-1997	453.1	315.2	1.1	38.6	357.8	137.9	0.304348
_PR-1997	32802.9	24356.5	16.7	2069.2	29803.3	8446.4	0.257489
_PU-1998	170228	96723.2	83.6	21578.4	157113	73505	0.431803
_MI-1998	262211	12396.8	7.6	1668.7	26984.8	249815	0.952722

_CO-1998	420	247.3	1.2	47.7	359.9	172.7	0.41119
_PR-1998	47568.6	33750.4	16	2716.2	44256	13818.2	0.29049
_PU-1999	353865	174131	86.5	40214.8	324174.9	179734	0.507917
_MI-1999	43787.4	24742.9	6.9	3510.9	43953.2	19044.5	0.434931
_CO-1999	555.7	429.6	1.1	54.9	445.4	126.1	0.226921
_PR-1999	77962.2	45578.6	14.8	3917.4	76143.4	32383.6	0.415376
_PU-2000	468256	255930	95.2	73711.2	387462	212327	0.453441
_MI-2000	64161.6	34226.3	6.3	3696.4	55313.5	29935.3	0.466561
_CO-2000	15218	5446.4	1.5	269.3	2107.1	9771.6	0.642108
_PR-2000	97042.9	90013.6	16.8	5685.5	73318	7029.3	0.0724349
_PU-2001	641395	306863	108.3	130873.6	556312.5	334531	0.521569
_MI-2001	99643.9	59063.9	6.8	6837.3	96639.7	40580	0.40725
_CO-2001	625.7	522.4	0.5	39.7	568.1	103.3	0.165095
_PR-2001	133852	96675.1	19.2	17297.2	108562.7	37176.8	0.277746
_PU-2002	476490	211492	64.3	102264.1	401964.9	264998	0.556145
_MI-2002	18151.4	5393	1.4	1554.2	16333.3	12758.4	0.702888
_CO-2002	690.8	241.4	0.3	26.1	689.7	449.4	0.65055
_PR-2002	101560	88027.9	13.4	6657.3	83129.5	13531.9	0.133241
_PU-2003	261200	174384	88.9	153199.1	244900	86816.1	0.332374
_MI-2003	66537.6	28512.2	4.4	7780.5	49874.6	38025.4	0.571487
_CO-2003	3.2	1.6	0.013	2.7	3.2	1.6	0.5
_PR-2003	136205	90455.7	15.331	20969.8	114336.2	45748.9	0.335884
_PU-2004	583981	292126	111.31	385512.1	542914.7	291856	0.499769
_MI-2004	73651.6	45277	4.93	31430.4	70688.5	28374.6	0.385254
_CO-2004	3.4	0.8	0.014	5.6	0.5	2.6	0.764706
_PR-2004	213143	127053	26.28	28526.1	176233.9	86090.6	0.403909
_PU-2005	788411	422085	119.442	465678.88	702352.8	366326	0.464638
_MI-2005	71267.6	43171.5	4.689	25932.085	66744.755	28096.1	0.394234
_CO-2005	8.459	5.202	0.018	6.198	8.459	3.257	0.385034
_PR-2005	284271	148766	18.719	41130.631	234114.89	135505	0.476675

Pu:- يمثل القطاع العام
Mi:- يمثل القطاع المختلط
Co:- يمثل القطاع التعاوني
Pr:- يمثل القطاع الخاص
* المصدر/ وزارة التخطيط العراقية – الجهاز المركزي للإحصاء- المجموعة الإحصائية السنوية 2007 . ص 99
** المصدر/ إعداد الباحث وذلك وفق العلاقات التالية:-
القيمة المضافة الإجمالية =قيمة الإنتاج – قيمة مستلزمات الإنتاج
درجة التصنيع = القيمة المضافة الإجمالية / قيمة الإنتاج

المبحث الثاني/ الجانب النظري الخاصة في المنشآت الصناعية الكبيرة في العراق

2-1مفهوم منظومة المعادلات الآنية لأسلوب الدمج بين البيانات المقطعية والسلاسل الزمنية

Pooled time series and cross section model.

يمكن كتابة منظومة المعادلات الآنية لأسلوب الدمج بين البيانات المقطعية والسلاسل الزمنية كما يلي :-

[Daniel,ch.5]

$$\beta_{11}Y_{1it}+\beta_{12}Y_{2it}+\beta_{13}Y_{3it}+.....+\beta_{1m}Y_{mit}+\gamma_{11}X_{1it}+\gamma_{12}X_{2it}+.....+\gamma_{1k}X_{kit}=u_{1it}$$

$$\beta_{21}Y_{1it}+\beta_{22}Y_{2it}+\beta_{23}Y_{3it}+.....+\beta_{2m}Y_{mit}+\gamma_{21}X_{1it}+\gamma_{22}X_{2it}+.....+\gamma_{2k}X_{kit}=u_{2it}$$

$$\beta_{31}Y_{1it}+\beta_{32}Y_{2it}+\beta_{33}Y_{3it}+.....+\beta_{3m}Y_{mit}+\gamma_{31}X_{1it}+\gamma_{32}X_{2it}+.....+\gamma_{3k}X_{kit}=u_{3it}$$

$$\vdots \quad \vdots \quad \vdots \quad \vdots \quad \vdots$$

$$\beta_{m1}Y_{1it}+\beta_{m2}Y_{2it}+\beta_{m3}Y_{3it}+.....+\beta_{mm}Y_{mit}+\gamma_{m1}X_{1it}+\gamma_{m2}X_{2it}+.....+\gamma_{mk}X_{kit}=u_{mit}$$

..... (1)

حيث إن :-

1- Endogenous variables تمثل المتغيرات الداخلية :- ***Y1, Y2, . . . , YM***

2- *Exogenous* variables تمثل المتغيرات الخارجية ***X1, X2, . . . , XK – 2***

3- Stochastic disturbances تمثل الأخطاء العشوائية ***u1, u2, . . . , uM***

4- Total number of observations تمثل العدد الكلي للمشاهدات ***t* = 1, 2, . . . , *T***

5- Coefficients of the endogenous variables يمثل معاملات المتغيرات الداخلية :- ***β*'s**

6- Coefficients of the exogenous variables يمثل معاملات المتغيرات الخارجية : ***γ*'s**

7- Number of *Exogenous* variables يمثل عدد المتغيرات الخارجية الكلية :- K

8- z يمثل عدد المتغيرات الخارجية في المعادلة المطلوب تشخيصها :-

9- Number of Endogenous variables يمثل عدد المتغيرات الداخلية الكلية :-m

10- Number the *cross section* يمثل عدد الوحدات المقطعية : - i

ويمكن تمثيل المنظومة رقم (1) أعلاه بصيغة المصفوفات وكالاتي :-

$$\beta y_t+\Gamma x_t=u_t \quad \text{----------(2)}$$

حيث إن :-

y **يمثل متجه المتغيرات الداخلية :- Endogenous variables vector**

X **يمثل مصفوفة المتغيرات الخارجية :- Exogenous variables matrix**

β **يمثل مصفوفة معاملات المتغيرات الداخلية :- Coefficients of the endogenous variables**

Γ **يمثل مصفوفة معاملات المتغيرات الخارجية :- Coefficients of the exogenous variables**

U_t **يمثل متجه الأخطاء العشوائية :- Stochastic disturbances**

بحيث إن :-

$$\Gamma = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} & \cdots\cdots\cdots\cdots & \gamma_{1k} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} & \cdots\cdots\cdots\cdots & \gamma_{2k} \\ & & & \\ & & & \\ \gamma_{m1} & \gamma_{m2} & \cdots\cdots\cdots\cdots & \gamma_{mk} \end{bmatrix}$$

$$\beta = \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12}\cdots\cdots\cdots\cdots & \beta_{1m} \\ \beta_{21} & \beta_{22}\cdots\cdots\cdots\cdots & \beta_{2m} \\ . & & \\ \beta_{m1} & \beta_{m2}\cdots\cdots\cdots & \beta_{mm} \end{bmatrix}$$

$$u_t = \begin{bmatrix} u_{1it} \\ u_{2it} \\ . \\ . \\ . \\ . \\ u_{mit} \end{bmatrix} \quad x_t = \begin{bmatrix} x_{1it} \\ x_{2it} \\ . \\ . \\ . \\ . \\ x_{kit} \end{bmatrix} \quad y_t = \begin{bmatrix} y_{1it} \\ y_{2it} \\ . \\ . \\ . \\ . \\ y_{mit} \end{bmatrix}$$

واستنادا إلى المنظومة رقم (1) يمكن كتابة نموذج الدمج بين السلاسل الزمنية والبيانات المقطعية للمنظومة المستخدمة في التقدير كما يلي:-

$$\begin{aligned} y_{1it} - \beta_{10} - \beta_{13} Y_{3it} - \gamma_{11} x_{1it} - \gamma_{12} x_{2it} &= U_{1t} \\ Y_{2it} - \beta_{20} - \beta_{23} y_{3it} - \gamma_{21} x_{1it} - \gamma_{23} x_{3it} &= U_{2t} \quad \text{----------(3)} \\ y_{3it} - \gamma_{33} x_{3it} - \gamma_{34} x_{4it} &= U_{3t} \end{aligned}$$

بحيث إن :-
X1-1: - قيمة المستلزمات Input
X2-2:- قيمة الأجور والرواتب Salary
X3-3 :- عدد المشتغلين No. of employees
X4-4 :- قيمة المبيعات Sales
Y1-5:- قيمة الإنتاج Output
Y2-6: - القيمة المضافة الإجمالية Add of output
Y3-7 :- درجة التصنيع Degree of industrial

بالإضافة إلى ذلك يمكن كتابة النموذج رقم (3) وبالاعتماد على الصيغة (2) بشكل مصفوفات وكالاتي :-

الخاصة في المنشآت الصناعية الكبيرة في العراق

$$\beta y_t + \Gamma x_t = u_t$$

بحيث إن:-

$$x_t = \begin{bmatrix} x_{1it} \\ x_{2it} \\ x_{3it} \\ x_{4it} \end{bmatrix} \quad u_t = \begin{bmatrix} U_{1it} \\ U_{2it} \\ U_{3it} \end{bmatrix} \quad y_{it} = \begin{bmatrix} y_{1it} \\ y_{2it} \\ y_{3it} \end{bmatrix}$$

,

$$\Gamma = \begin{bmatrix} -\gamma_{11} & -\gamma_{12} & 0 & 0 \\ -\gamma_{21} & 0 & -\gamma_{23} & 0 \\ 0 & 0 & -\gamma_{33} & -\gamma_{34} \end{bmatrix} \quad \beta = \begin{bmatrix} -\beta_{10} & 1 & 0 & -\beta_{13} \\ -\beta_{20} & 0 & 1 & -\beta_{23} \\ -\beta_{30} & -\beta_{31} & -\beta_{32} & 1 \end{bmatrix}$$

2-2 مفهوم منظومة المعادلات الآنية لأسلوب الدمج بين البيانات المقطعية والسلاسل الزمنية للآثار الثابتة للمجاميع:- One way fixed group effect

يمكن كتابة منظومة المعادلات الآنية لأسلوب الدمج بين البيانات المقطعية والسلاسل الزمنية للآثار الثابتة للمجاميع وذلك كما يلي :- [Daniel,ch.5]

$$\beta_{11}Y_{1it} + \beta_{12}Y_{2it} + \beta_{13}Y_{3it} + ...+\beta_{1m}Y_{mit} + \gamma_{11}X_{1it} + \gamma_{12}X_{2it} + ...+\gamma_{1k}X_{kit} + \delta_{i}1_{i} = u_{1it}$$

$$\beta_{21}Y_{1it} + \beta_{22}Y_{2it} + \beta_{23}Y_{3it} + ...+\beta_{2m}Y_{mit} + \gamma_{21}X_{1it} + \gamma_{22}X_{2it} + ...+\gamma_{2k}X_{kit} + \delta_{i}1_{i} = u_{2it}$$

$$\beta_{31}Y_{1it} + \beta_{32}Y_{2it} + \beta_{33}Y_{3it} + ...+\beta_{3m}Y_{mit} + \gamma_{31}X_{1it} + \gamma_{32}X_{2it} + ...+\gamma_{3k}X_{kit} + \delta_{i}1_{i} = u_{3it}$$

$$\beta_{m1}Y_{1it} + \beta_{m2}Y_{2it} + \beta_{m3}Y_{3it} + ...+\beta_{mm}Y_{mit} + \gamma_{m1}X_{1it} + \gamma_{m2}X_{2it} + ...+\gamma_{mk}X_{kit} + \delta_{i}1_{i} = u_{mit}$$

----------*(4)*

بحيث إن :-

δ :- تمثل الآثار الثابتة للمجاميع

1_t :- يمثل متجه الوحدة

ويمكن تمثيل المنظومة رقم(4) بصيغة المصفوفات وكالاتي :-

$$\beta y_t + \Gamma x_t + D\alpha = u_t$$

$$D = \underset{gt*g}{\left[d_1 \; d_2 \; .....d_g \right]} \quad \text{----------(5)}$$

وان :-

$D = [d_1 \, d_2 .....d_g]_{gt*g}$:- تمثل مصفوفة المتغيرات الصماء بحيث عناصر الأعمدة لها مساوية إلى الواحد الصحيح للمجاميع في كل فترة والعناصر الباقية مساوية إلى الصفر.

واستنادا إلى المنظومة رقم (4) يمكن كتابة النموذج الدمج بين السلاسل الزمنية والبيانات المقطعية للنموذج المستخدم في التقدير باستخدام أسلوب الآثار الثابتة للمجاميع وكما يلي:-

----------(6)

$$y_{1it} - \beta_{10} - \beta_{13} Y_{3it} - \gamma_{11} x_{1it} - \gamma_{12} x_{2it} + \delta_t I_t = U_{1t}$$
$$Y_{2it} - \beta_{20} - \beta_{23} y_{3it} - \gamma_{21} x_{1it} - \gamma_{23} x_{3it} + \delta_t I_t = U_{2t}$$
$$y_{3it} - \gamma_{33} x_{3it} - \gamma_{34} x_{4it} + \delta_t I_t = U_{3t}$$

بالإضافة إلى ذلك يمكن كتابة النموذج رقم (6) أعلاه وبالاعتماد على الصيغة (5) بصيغة مصفوفات وكالاتي

$$\beta y_t + \Gamma x_t + D\alpha = u_t$$
$$D = \left[d_1 \; d_2 \, d_3 \; d_4 \right]$$

3-2 مفهوم منظومة المعادلات الآنية لأسلوب الدمج بين البيانات المقطعية والسلاسل الزمنية للآثار الثابتة للفترات:- One way fixed time effect

يمكن كتابة منظومة المعادلات الآنية للبيانات المقطعية لأسلوب الدمج بين البيانات المقطعية والسلاسل الزمنية للآثار الثابتة للفترات وذلك كما يلي :- [1]

$$\beta_{11} Y_{1it} + \beta_{12} Y_{2it} + \beta_{13} Y_{3it} + ...+\beta_{1m} Y_{mit} + \gamma_{11} X_{1it} + \gamma_{12} X_{2it} + ...+\gamma_{1k} X_{kit} + I_t \gamma_i = u_{1it}$$

$$\beta_{21} Y_{1it} + \beta_{22} Y_{2it} + \beta_{23} Y_{3it} + ...+\beta_{2m} Y_{mit} + \gamma_{21} X_{1it} + \gamma_{22} X_{2it} + ...+\gamma_{2k} X_{kit} + I_t \gamma_i = u_{2it}$$

$$\beta_{m1} Y_{1it} + \beta_{m2} Y_{2it} + \beta_{m3} Y_{3it} + ...+\beta_{mm} Y_{mit} + \gamma_{m1} X_{1it} + \gamma_{m2} X_{2it} + ...+\gamma_{mk} X_{kit} + I_t \gamma_i = u_{mit}$$

..... (7)

[10] اي بمعنى اخر ان كل فترة تضم بداخلها المجاميع Staking data by period* يتم في هذه المنظومة ترتيب البيانات وفق الفترات

بحيث إن :-

γ :- تمثل الآثار الثابتة للفترات

I_t :- يمثل مصفوفة الوحدة

ويمكن تمثيل المنظومة رقم (7) أعلاه بصيغة المصفوفات وكالاتي :-

$$\beta y_t + \Gamma x_t + D\alpha = u_t$$

$D=[d_1\ d_2\ \ldots\ldots d_t]_{gt*g}$----------(8)

$D=\left[d_1\ d_2\ \ldots\ldots d_t\right]_{gt*t}$:- تمثل مصفوفة المتغيرات الصماء بحيث إن عناصر الأعمدة لها مساوية إلى الواحد الصحيح للفترات في كل مجموعة والعناصر الباقية مساوية إلى الصفر

واستنادا إلى المنظومة رقم (7) يمكن كتابة النموذج الدمج بين السلاسل الزمنية والبيانات المقطعية للنموذج المستخدم في التقدير باستخدام أسلوب الآثار الثابتة للفترات وكما يلي:-

$$y_{1it} - \beta_{10} - \beta_{13} Y_{3it} - \gamma_{11} x_{1it} - \gamma_{12} x_{2it} + I_t \gamma_i = U_{1t}$$
$$Y_{2it} - \beta_{20} - \beta_{23} y_{3it} - \gamma_{21} x_{1it} - \gamma_{23} x_{3it} + I_t \gamma_i = U_{2t}$$
$$y_{3it} - \gamma_{33} x_{3it} - \gamma_{34} x_{4it} + I_t \gamma_i = U_{3t}$$

----------(9)

بالإضافة إلى ذلك يمكن كتابة النموذج رقم (9) وبالاعتماد على الصيغة (8) بشكل مصفوفات وكالاتي :-

$$\beta y_t + \Gamma x_t + D\alpha = u_t$$
$$D = \left[t_1\ t_2\ t_3\ t_4 \ldots\ldots t_{16}\right]$$

4-2 مفهوم منظومة المعادلات الآنية لأسلوب الدمج بين البيانات المقطعية والسلاسل الزمنية للآثار الثابتة للفترات والمجاميع:- Two way fixed time group effect

يمكن كتابة منظومة المعادلات الآنية للبيانات المقطعية لأسلوب الدمج بين البيانات المقطعية والسلاسل الزمنية للآثار الثابتة للمجاميع والفترات وذلك كما يلي :-[Daniel,ch.5]

$$\beta_{11}Y_{1it} + \beta_{12}Y_{2it} + \beta_{13}Y_{3it} + \ldots\ldots + \beta_{1m}Y_{mit} + \gamma_{11}X_{1it} + \gamma_{12}X_{2it} + \ldots\ldots\ldots + \gamma_{1k}X_{kit} + \delta_i 1_t + I_t\gamma_i = u_{1it}$$

$$\beta_{21}Y_{1it} + \beta_{22}Y_{2it} + \beta_{23}Y_{3it} + \ldots\ldots + \beta_{2m}Y_{mit} + \gamma_{21}X_{1it} + \gamma_{22}X_{2it} + \ldots\ldots\ldots + \gamma_{2k}X_{kit} + \delta_i 1_t + I_t\gamma_i = u_{2it}$$

$$\beta_{31}Y_{1it} + \beta_{32}Y_{2it} + \beta_{33}Y_{3it} + \ldots\ldots + \beta_{3m}Y_{mit} + \gamma_{31}X_{1it} + \gamma_{32}X_{2it} + \ldots\ldots\ldots + \gamma_{3k}X_{kit} + \delta_i 1_t + I_t\gamma_i = u_{3it}$$

$$\vdots \qquad \vdots \qquad \vdots \qquad \vdots \qquad \vdots \qquad \vdots$$

$$\beta_{m1}Y_{1it} + \beta_{m2}Y_{2it} + \beta_{m3}Y_{3it} + \ldots\ldots + \beta_{mm}Y_{mit} + \gamma_{m1}X_{1it} + \gamma_{m2}X_{2it} + \ldots\ldots\ldots + \gamma_{mk}X_{kit} + \delta_i 1_t + I_t\gamma_i = u_{mit}$$

…… (10)

ويمكن تمثيل المنظومة رقم (10) أعلاه بصيغة المصفوفات وكالآتي:-

$$\beta y_t + \Gamma x_t + D\alpha = u_t$$

$$D = \left[d_1 \;\; d_2 \ldots\ldots d_g \;\; d^*_1 \;\; d^*_2 \ldots\ldots d^*_t \right]_{gT^*(g+t)}$$

وان :-

$$D = \left[d_1 \;\; d_2 \ldots\ldots d_g \;\; d^*_1 \;\; d^*_2 \ldots\ldots d^*_t \right]_{gT^*(g+t)} :-$$

تمثل مصفوفة المتغيرات الصماء بحيث إن عناصر الأعمدة لها مساوية إلى الواحد الصحيح للمجاميع في كل فترة والعناصر الباقية مساوية إلى الصفر بالنسبة إلى الفترات و إن عناصر الأعمدة لها مساوية إلى الواحد الصحيح للفترات في كل مجموعة والعناصر الباقية مساوية إلى الصفر بالنسبة إلى المجاميع .
وبالاعتماد على المنظومة رقم (10) يمكن كتابة نموذج الدمج بين السلاسل الزمنية والبيانات المقطعية باستخدام الآثار الثابتة للفترات والمجاميع وكما يلي:-

$$\begin{aligned} &y_{1it} - \beta_{10} - \beta_{13} Y_{3it} - \gamma_{11} x_{1it} - \gamma_{12}\gamma_{2it} + \delta_{i=t} 1_t + I_t \gamma_i = U_{1t} \\ &Y_{2it} - \beta_{20} - \beta_{23} y_{3it} - \gamma_{21} x_{1it} - \gamma_{23} x_{3it} + \delta_{i=t} 1_t + I_t \gamma_i = U_{2t} \quad \text{--------(12)} \\ &y_{3it} - \beta_{31} Y_{1it} - \beta_{32} y_{2it} - \gamma_{34} x_{4it} + \delta_{i=t} 1_t + I_t \gamma_i = U_{3t} \end{aligned}$$

2-5:- التشخيص Identification

تشير مشكلة التشخيص إلى إمكانية تقدير المعلمات الهيكلية لمنظومة المعادلات الآنية من معلمات النموذج المختزل أو عدم إمكانية حسابها [الحيالى، فص 11]. وتعد من المشاكل الأساسية التي تواجه بناء النموذج القياسي، إذ تهتم بكيفية قياس كل معادلة من المعادلات الهيكلية للنموذج. وهذا يؤدي إلى التعرف على إن النموذج تم صياغته بشكل يتيح الحصول على تقديرات وحيدة وفريدة للمعلمات من بيانات العينة أم لا.

2-5-1 شروط التشخيص Identification conditions

أولا:- شرط الترتيب Order condition

وفقا لهذا الشرط تكون المعادلة مشخصة تماما Exact identify وذلك عندما يكون عدد المتغيرات الخارجية الكلية Exogenous variables مطروحا منها عدد المتغيرات الخارجية والموجودة في المعادلة المراد تشخيصها مساوي إلى عدد المتغيرات الداخلية Endogenous variables مطروحا منها واحد [راو ، فص 8].إي إن:-

K-z = m-1----------(13)

وتكون المعادلة فوق التشخيص over identify وذلك عندما يكون عدد المتغيرات الخارجية الكلية مطروحا منها عدد المتغيرات الخارجية Exogenous variables والموجودة في المعادلة المراد تشخيصها اكبر من عدد المتغيرات الداخلية Endogenous variablesمطروحا منها واحد. أي إن:-

(K-z)>(m-1)----------(14)

وان المعادلة تكون تحت التشخيص Under identify وذلك عندما يكون عدد المتغيرات الخارجية Exogenous variables الكلية مطروحا منها عدد المتغيرات الخارجية والموجودة في المعادلة المراد تشخيصها اقل من عدد المتغيرات الداخلية Endogenous variables مطروحا منها واحد.أي إن:-

(K-z)<(m-1)----------(15)

ثانيا:- شرط الرتبة Rank condition

بموجب هذا الشرط يتم ترتيب المعلمات المقابلة للقيم المفقودة في المعادلة المراد تشخيصها، ووضعها في مصفوفة . فإذا كانت قيمة المحددة لهذه المصفوفة لا تساوى صفرا ، فان المعادلة تكون مشخصة. وأما في حالة كونها مساوية إلى الصفر ففي هذه الحالة تكون المعادلة غير مشخصة وبالتالي لا يمكن تقدير معلماتها. [الحيالى ، فص 11]

ومن اجل التحقق من شرط الترتيب بالنسبة للمنظومة المستخدمة في البحث قام الباحثون بتكوين الجدول (2) الذي يبين معاملات المتغيرات الداخلية والخارجية للمنظومة.

جدول (2)

معاملات المتغيرات (الداخلية، الخارجية) بالنسبة للمنظومة المستخدمة في البحث

معاملات المتغيرات									رقم النموذج
المتغيرات الخارجية				المتغيرات الداخلية					
x_4	x_3	x_2	x_1	y_3	y_2	y_1	1		
0	0	γ_{12}	γ_{11}	β_{13}	0	1	β_{10}	1	1
0	γ_{23}	0	γ_{21}	β_{23}	1	0	β_{20}	2	2
γ_{34}	γ_{33}	0	0	1	0	0	0	3	3

ومن الجدول أعلاه نستطيع بيان نوع التشخيص (تحت التشخيص، مشخصة تماما، فوق التشخيص) وكما موضح بالجدول (3).

جدول (3)

شرط الترتيب Order condition بالنسبة للمنظومة المستخدمة في البحث

نوع التشخيص	M-1	K-Z	رقم النموذج
مشخصة تماما	3-1=2	4-2=2	1
مشخصة تماما	3-1=2	4-2=2	2
مشخصة تماما	3-1=2	4-2=2	3

نلاحظ من الجدول (3)، بان المعادلة الاولى والثانية والثالثة في المنظومة هي مشخصة تماما وذلك لأنها تحقق المتباينة (13). وبالتالي فان طريقة التقدير المستخدمة في المنظومة تكون طريقة المربعات الصغرى ذات المرحلتين المدمجة Pooled two stage least square.

ولأجل التحقق من شرط الرتبة (Rank condition)بالنسبة لدالة قيمة الإنتاج نلاحظ من الجدول (2) بان المعلمات المقابلة للقيم المفقودة في المعادلة المراد تشخيصها ،يمكن وضعها في مصفوفة ، وكما يلي:-

$$A=\begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & \gamma_{34} \end{bmatrix} \quad \text{---------- (16)}$$

حيث إن المحددة للمصفوفة (16) تكون غير مساوية إلى الصفر ، وبالتالي فان دالة قيمة الإنتاج يمكن تقديرها بعد اجتيازها لشرطي الرتبة والترتيب.

أما دالة القيمة المضافة الإجمالية نلاحظ من الجدول (2) بان المعلمات المقابلة للقيم المفقودة في المعادلة المراد تشخيصها ،يمكن وضعها في مصفوفة ، وكما يلي:-

$$B=\begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & \gamma_{34} \end{bmatrix} \quad \text{---------- (17)}$$

حيث إن المحددة للمصفوفة (17) تكون غير مساوية إلى الصفر، وبالتالي فان دالة القيمة المضافة الإجمالية يمكن تقديرها بعد اجتيازها لشرطي الرتبة والترتيب.

وبالنسبة لدالة درجة التصنيع من الجدول (2) نلاحظ بان المعلمات المقابلة للقيم المفقودة في المعادلة المراد تشخيصها ،يمكن وضعها في مصفوفة ، وكما يلي:-

$$C=\begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & 0 \end{bmatrix} \quad \text{---------- (18)}$$

حيث إن المحددة للمصفوفة (18) تكون غير مساوية إلى الصفر ، وبالتالي فان دالة درجة التصنيع يمكن تقديرها بعد اجتيازها لشرطي الرتبة والترتيب.

6-2 أسلوب المربعات الصغرى ذات المرحلتين المدمجة في التقدير pooled two stage least square

يتم تقدير منظومة المعادلات الآنية وفق طريقة المربعات الصغرى ذات المرحلتين المدمجة وذلك باستخدام الصيغة التالية[EViews 5.1, p.867]..

$$\hat{\beta}_{IV} = \left(\sum_i X_i' P_{Z_i} X_i\right)^{-1}\left(\sum_i X_i' P_{Z_i} Y_i\right) \quad \text{----------(19)}$$

بحيث إن :-

$P_{Z_i} = (Z_i(Z_i' Z_i)^{-1} Z_i')$:- تمثل مصفوفة المتغيرات المساعدة

7-2 أسلوب المربعات الصغرى ذات المرحلتين المدمجة في التقدير باستخدام الآثار الثابتة pooled two stage least square

من اجل تقدير منظومة المعادلات الانية (Simultaneous equation) بوجود الاثار الثابتة للفترات او المجاميع وذلك باستخدام طريقة المربعات الصغرى ذات المرحلتين المدمجة (Pooled two stage least square) ، يتم اولا استخراج مصفوفة المتغيرات الصماء وكما يلي :- [EViews 5.1, p.877]

$$\tilde{Z}_i = QZ_i \quad \text{----------(20)}$$

-

وبعد ذلك يتم تطبيق هذه المصفوفة في الصيغة التقديرية (19) لتصبح القيم التقديرية وبوجود الاثار الثابتة كما يلي :-

$$\hat{\beta}_{IV} = \left(\sum_i X_i Q P_{\tilde{Z}_i} Q X_i\right)^{-1}\left(\sum_i X_i' Q P_{\tilde{Z}_i} Q Y_i\right) \quad \text{----------(21)}$$

8-2 اختبار الآثار الثابتة بالنسبة للمجاميع Testing Group Effects

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

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

$H_1: \mu_1 \neq \mu_2 \neq \mu_3 \ldots\ldots \neq \mu_{n-1}$

فان الصيغة العامة للاختبار هي: [EViews 5.1, p.877]

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

--(22)

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.

9-2 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 اختبار الفرضية اعلاه كما في الصيغة رقم (22) :

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

--(22)

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.

10-2 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 الصيغة ألعامه للاختبار هي:

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

----------(23)

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 .

10-2 الغرض من اختبار استقرارية السلاسل الزمنية:-

هناك افتراض ضمني ولكنه جوهري يقف وراء نظرية الانحدار التي تستخدم السلاسل الزمنية في التقدير ألا وهو إن هذه السلاسل الزمنية تتمتع بخاصية الاستقرار ***Stationary*** أو بلغة انجل جرنجر تعتبر سلاسل متكاملة ***Integrated*** من الرتبة صفر والتي يشار إليها بالرمز***I(0)***. فمن المعروف مثلا أن جداول t-statistic صممت أساسا للتعامل مع نتائج الانحدار الذي يستخدم سلاسل ساكنة. هذا ولقد ظل الافتراض السابق يعامل كبديهية حتى منتصف السبعينات، حيث كان الباحثون يقومون بإجراء الدراسات التطبيقية دون مراعاة خصائص السلاسل الزمنية المستخدمة قبل إجراء التقدير، وتم قبول نتائج هذه الاختبارات والتسليم بمعنوية المقدرات على أساس انطباق نظرية الاستدلال الإحصائي على هذه المقدرات.

ولكن قام العالمان السويديان GrangerandNewbold1974 [RITCHARD HARRIS ,p23] بتوليد سلاسل زمنية عشوائية غير ساكنة ***Non stationary*** (تحديدا سلاسل سير عشوائى)باستخدام أسلوب المحاكاة هذا السلاسل لا تعبر عن أي متغير معروف ومن ثم اعتبرت هذه السلاسل مستقلة. ثم قاما بإجراء عدد كبير من تقديرات الانحدار باستخدام هذه السلاسل على بعضها البعض. وبعد التقدير تم حساب قيم إحصائية tوفي ظل افتراض أن المعلمة الحقيقية تساوى الصفر(أي أن المعلمة المقدرة من الانحدار يجب إن تكون غير معنوية لاستقلال وعشوائية المتغيرات المستخدمة في التقدير)، ولكن على الرغم من حقيقية أن السلاسل الزمنية كانت عشوائية ومستقلة فان الباحثين وجدا أن الفرض الصفري بان المعلمة الحقيقية تساوى الصفر تم رفضه بتكرار أو احتمال اكبر مما تتوقعه النظرية وتم قبول معنوية العلاقة من الناحية الإحصائية، أيضا لاحظ الباحثان أن بواقي التقديرات الناتجة عن الانحدار بها ارتباط ذاتي موجب كبير.

وبذلك توصل العالمان إلى نتيجة هامة مفادها أن المقدرات والاختبارات الإحصائية التي تنتج عن انحدارات استخدمت سلاسل زمنية غير ساكنة تعتبر نتائج غير سليمة او انحدار مزيف **spurious regressions** ولا يمكن الاطمئنان الى نتائج الاستدلال الإحصائي على مقدراتها. وشكل هذا البحث نقطة بداية لبحوث جديدة في مجال اختبار سكون السلاسل، ألقت بشكوك حول نتائج كل الاختبارات القياسية السابقة التي استخدمت السلاسل الزمنية ولم تأخذ خصائص السلاسل الزمنية في الاعتبار قبل التقدير.

اما في الدراسة الحالية فقد استخدمنا اختبار فيلبس– بيرون (Phillips-Peron) للكشف عن استقرارية البيانات المقطعية والسلاسل الزمنية للمتغيرات المستخدمة في البحث .

11-2 اختبار فيلبس– بيرون (Phillips –Perron) لاختبار استقرارية السلاسل الزمنية والبيانات المقطعية :-

قام كل من فيلبس وبيرون (1988)Pillips-Perron [Eviews,p524] بايجاد اختبار غير معلمي (Non parametric) وذلك للكشف عن اختبار جذر الوحدة (Unit roots) للسلسلة الزمنية والبيانات المقطعية التالية

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + x_t'\delta + \epsilon_t$$

----------(24)

بحيث ان :-

$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$

x_t: مصفوفة المتغيرات المستقلة

δ : معاملات المتغيرات المستقلة

وذلك لاختبار الفرضية التالية:- [RICHARD HARRIS, pp(24)]

$$H_0: \alpha = 0$$

$$H_1: \alpha < 0$$

بحيث ان احصاءة الاختبار هي :-

$$\tilde{t}_\alpha = t_\alpha\left(\frac{\gamma_0}{f_0}\right)^{1/2} - \frac{T(f_0-\gamma_0)(se(\hat{\alpha}))}{2f_0^{1/2}s}$$

----------(25)

وان :-

$$\hat{f}_0 = \sum_{j=-(T-1)}^{T-1} \hat{\gamma}(j)\cdot K(j/l)$$

$$\alpha = \rho - 1$$

وان :-

γ_0 يمثل تقدير تباين الخطأ للنموذج (24)

$$t = \frac{\hat{\rho}}{SE_{\hat{\rho}}} \quad \text{.....(26)}$$

حيث ان :-

S: يمثل الخطأ المعياري لمعلمة النموذج المقدر

فاذا تم قبول فرضية العدم هذا يعني وجود جذر وحدة أي ان السلسلة غير ساكنة.

المبحث الثالث/ الجانب التطبيقي

1-3 تحليل اختبار فيلبس – بيرون (Philips – Peron)

من اجل معرفة مدى استقرارية المتغيرات المستخدمة في البحث وعلى مستوى البيانات المقطعية والفروق الاولى. تم تطبيق اختبار فيلبس بيرون (Phillips-perron) وذلك باستخدام برنامج القياس الاقتصادي (Eviews7.1) والذي يوفر عدة حالات لاستخدام مثل هذا الاختبار وكما يلي :-

جدول (4)

- إختبارفيلبس– بيرون (Phillips-perron) للبيانات المدمجة بالنسبة لمتغيرات الدراسة:-

	عند وجود قاطع		عند وجود قاطع واتجاه عام		عدم وجود قاطع واتجاه عام	
المتغير	قيمة الاختبار	القيمة الاحتمالية	قيمة الاختبار	القيمة الاحتمالية	قيمة الاختبار	القيمة الاحتمالية
درجة التصنيع	34.4895	**0.0000	23.4974	[2]**0.0028	8.37145	0.3981
الفرق الاول لدرجة التصنيع	75.523	**0.0000	72.6465	**0.0000	89.2159	**0.0000
القيمة المضافة الاجمالية	5.59757	0.6922	6.52567	0.5886	2.67256	0.9532
الفرق الاول للقيمة المضافة الاجمالية	59.6184	**0.0000	78.5597	**0.0000	68.1237	**0.0000
قيمة المبيعات	4.38302	0.8210	1.26963	0.9959	2.08701	0.9782
الفرق الاول لقيمة المبيعات	32.7105	**0.001	48.4220	**0.0000	37.9177	**0.0000
قيمة الاجور والرواتب المدفوعة	4.04465	0.8531	5.22644	0.7331	1.54496	0.9919
الفرق الاول لقيمة الاجور والرواتب المدفوعة	47.7567	**0.0000	60.8997	**0.0000	41.0929	**0.0000
عدد العمال	21.8766	**0.0051	17.3325	*0.0268	6.96974	0.5401
الفرق الاول لعدد العمال	76.3246	**0.0000	68.8607	**0.0000	76.0207	**0.0000
مستلزمات الانتاج	4.84329	0.7742	2.0102	0.9807	2.18303	0.9749
الفرق الاول لمستلزمات الانتاج	32.5255	**0.001	47.4174	**0.0000	39.7909	**0.0000
قيمة الانتاج	5.15435	0.7410	1.86719	0.9848	1.99060	0.9813
الفرق الاول لقيمة الانتاج	38.8344	**0.0000	57.6322	**0.0000	47.7190	**0.0000

يلاحظ من الجدول (4) بان السلسلة المقطعية للبيانات مستقرة عند وجود قاطع واتجاه عام وذلك لكون القيمة الاحتمالية للاختبار والبالغة (0.00) اقل من مستوى المعنوية (1%) وهذا يؤدي الى رفض فرضية العدم القائلة بوجود جذر وحدة للسلسلة المقطعية.

[2]** معنوي تحت مستوى (1%)

2-3 عرض وتحليل ومناقشة النتائج

قبل عرض وتحليل النتائج قمنا باستخدام الاختبارات الخاصة وهو اختبار (Redundant fixed effect) للمقارنة بين نماذج البيانات المقطعية للأثار الثابتة للفترات والمجاميع بالإضافة الى معياري (Akaike ,Schwarz) وذلك من اجل تثبيت افضل نموذج من بين تلك النماذج وعلى مستوى البيانات المقطعية والفروق الاولى المستخدمة في البحث وكما يلي :-

اولا :- دالة درجة التصنيع

من اجل تقدير نموذج الدمج على مستوى البيانات المقطعية والسلاسل الزمنية قبل وبعد الوصول الى حالة الاستقرار[3] بالنسبة لدالة درجة التصنيع تم استخدام برنامج القياس الاقتصادي (Eviews7.1)، وكانت النتائج كما مبينة في الجدول التالي :-

جدول (5)

نتائج الاختبار في تقدير نموذج الدمج بين البيانات المقطعية والسلاسل الزمنية

الاختبار	النموذج قبل الوصول الى حالة الاستقرار	النموذج بعد الوصول الى حالة الاستقرار
AIC	1.140657	0.829647
Schwarz criterion	1.454809	1.194595

يلاحظ من الجدول (5) ، بان اقل قيمة لمعياري (Schwarz،Akaike)[4] قد ظهرت في نموذج الدمج بعد الوصول الى حالة الاستقرار للمتغيرات المستخدمة فيه .لذلك فان افضل نموذج يكون متمثلا بنموذج الدمج بعد الوصول الى حالة الاستقرار

ولغرض معرفة مدى تأثير الاثار الثابتة على تقدير نموذج الدمج على مستوى البيانات المقطعية والسلاسل الزمنية ، تم تكوين الجدول الاتي :-

جدول (6)

نتائج الاختبار على مستوى البيانات المقطعية والسلاسل الزمنية

النموذج	الاختبار	قبل الوصول الى حالة الاستقرار		بعد الوصول الى حالة الاستقرار	
		F	القيمة الجدولية	F	القيمة الجدولية
الاثار الثابتة للمجاميع	Redundant Fixed Effects Tests	1.794822	0.1596	0.387417	0.7628
	AIC	1.158582		0.930334	
	Schwarz criterion	1.563372		1.146931	
الاثار الثابتة للفترات	Redundant Fixed Effects Tests	0.670728	0.7964	0.728681	0.6910
	AIC	1.407751		1.028409	
	Schwarz criterion	2.217332		1.798855	
الاثار الثابتة للمجاميع والفترات	Redundant Fixed Effects Tests	0.856221	0.6284	0.698266	0.7454
	AIC	1.377645		1.075116	
	Schwarz criterion	2.288423		1.967210	

[3] المتغيرات قبل الوصول الى حالة الاستقرار متمثلة ب (درجة التصنيع ،قيمة المبيعات، عدد العمال) اما بالنسبة للمتغيرات بعد الوصول الى حالة الاستقرار فتتضمن (درجة التصنيع بقاطع ، الفرق الاول لقيمة المبيعات بقاطع ، عدد العمال بقاطع)

[4] للمزيد من التفاصيل حول المعيارين (Schwarz،Akaike) ممكن مراجعة Ben "Econometrics ,theory and application with eviews "2005, Printed and bound in MaJaysia ,ch.14

يلاحظ من الجدول (6) ، بان اقل قيمة لمعياري (Schwarz،Akaike) قد ظهرت في نموذج الدمج بعد الوصول الى حالة الاستقرار للمتغيرات المستخدمة فيه . الا ان عدم معنوية الاثار الثابتة للمجاميع وذلك وفق اختبار Redundant Fixed Effects Tests يؤدي الى ان افضل نموذج يكون متمثلا بنموذج الدمج بعد الوصول الى حالة الاستقرار وعند استبعاد الاثار الثابتة للمجاميع. ومن نتائج الاختبارات السابقة يلاحظ بان افضل نموذج يكون متمثلا بنموذج الدمج بين البيانات المقطعية والسلاسل الزمنية وعند الوصول الى حالة الاستقرار وكما موضح بالجدول التالي :-

جدول (7)
نتائج تقدير دالة درجة التصنيع

Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.0018	-3.386710	0.352364	-1.193354	C(1)
0.1905	1.335008	0.124272	0.165904	عدد العمال بقاطع في القطاع العام
0.8954	0.132388	0.207580	0.027481	عدد العمال بقاطع في القطاع المختلط
0.2648	1.133231	0.124694	0.141307	عدد العمال بقاطع في القطاع التعاوني
0.3768	0.895254	0.175561	0.157172	عدد العمال بقاطع في القطاع الخاص
0.4063	-0.840583	0.044680	-0.037557	الفرق الاول لقيمة المبيعات بقاطع في القطاع العام
0.1765	1.379533	0.040467	0.055826	الفرق الاول لقيمة المبيعات بقاطع في القطاع المختلط
0.3653	0.917236	0.072843	0.066815	الفرق الاول لقيمة المبيعات بقاطع في القطاع التعاوني
0.0907	-1.739630	0.045747	-0.079583	الفرق الاول لقيمة المبيعات بقاطع في القطاع الخاص
-0.963881	Mean dependent var		0.540250	R-squared
0.445468	S.D. dependent var		0.435164	Adjusted R-squared
0.829647	Akaike info criterion		0.334794	S.E. of regression
1.194595	Schwarz criterion		3.923046	Sum squared resid
2.034790	Durbin-Watson stat		-9.252230	Log likelihood

حيث يلاحظ من الجدول (7) عدم معنوية كل من عنصري عدد العمال وقيمة المبيعات وان المتغيرات المستقلة تفسر حوالي (54%) من التغيرات الحاصلة في درجة التصنيع وام النسبة المتبقية والبالغة (46%) فهي تعود الى عوامل غير مفسرة وموجودة ضمن الخطأ العشوائي.

ثانيا /دالة قيمة الانتاج

1 :- نتائج الاختبار في تقدير نموذج الدمج على مستوى البيانات المقطعية والسلاسل الزمنية .
من اجل تقدير نموذج الدمج على مستوى البيانات المقطعية والسلاسل الزمنية وبوجود او عدم وجود القاطع والاتجاه العام للسلسلة الزمنية ، وكانت النتائج كما مبين في الجدول (8)

جدول (8)

الاختبار	النموذج قبل الوصول الى حالة الاستقرار	النموذج بعد الوصول الى حالة الاستقرار
AIC	-0.268139	-0.549483
Schwarz criterion	0.185636	-0.095709

يلاحظ من الجدول (8) ، بان اقل قيمة لمعياري (Schwarz،Akaike) قد ظهرت في نموذج الدمج عند وجود قاطع للبيانات المدمجة لذلك فان افضل نموذج يكون متمثلا بنموذج الدمج بقاطع بين البيانات المقطعية والسلاسل الزمنية وذلك بعد الوصول الى حالة الاستقرار.
2 :- نتائج الاختبار على مستوى البيانات المقطعية والسلاسل الزمنية للأثار الثابتة
من اجل معرفة مدى تأثير الاثار الثابتة على تقدير نموذج الدمج على مستوى البيانات المقطعية والسلاسل الزمنية وبوجود او عدم وجود القاطع والاتجاه العام للسلسلة الزمنية ،كما مبين في جدول (9)

تاثير استقرارية البيانات المقطعية على تقدير منظومة المعادلات الانية الخاصة في المنشآت الصناعية الكبيرة في العراق

جدول (9)

النموذج	الاختبار	قبل الوصول الى حالة الاستقرار		بعد الوصول الى حالة الاستقرار	
		F	القيمة الجدولية	F	القيمة الجدولية
الاثار الثابتة للمجاميع	Redundant Fixed Effects Tests	3.403848	0.0250	3.110621	**0.0349
	AIC	-0.407562		-0.791546	
	Schwarz criterion	0.132159		-0.251825	
الاثار الثابتة للفترات	Redundant Fixed Effects Tests	0.625531	0.8343	1.812891	0.0718
	AIC	-0.071297		-0.669418	
	Schwarz criterion	0.873215		0.275094	
الاثار الثابتة للمجاميع والفترات	Redundant Fixed Effects Tests	3.661137	0.0221	1.630487	0.1091
	AIC	-0.264852		-0.649224	
	Schwarz criterion	0.780857		0.396485	

يلاحظ من الجدول (9)، بان اقل قيمة لمعياري (Schwarz،Akaike) قد ظهرت في نموذج الدمج بعد الوصول الى حالة الاستقرار للمتغيرات المستخدمة فيه. وان معنوية الاثار الثابتة للمجاميع وذلك وفق اختبار Redundant Fixed Effects Tests يؤدي الى ان افضل نموذج يكون متمثلا بنموذج الدمج بعد الوصول الى حالة الاستقرار وعند الاثار الثابتة للمجاميع.

ومن نتائج الاختبارات السابقة يلاحظ بان افضل نموذج يكون متمثلا بنموذج الدمج بين البيانات المقطعية والسلاسل الزمنية لدالة قيمة الانتاج بالنسبة للأثار الثابتة للمجاميع وعند الوصول الى حالة الاستقرار والجدول التالي يوضح نتائج التقدير بالنسبة لهذا النموذج

جدول (10) نتائج تقدير دالة قيمة الانتاج للأثار الثابتة للمجاميع

Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.0000	7.380023	0.103550	0.764201	C
0.0002	4.109494	0.338113	1.389473	درجة التصنيع بقاطع في القطاع العام
0.0000	14.66903	0.255098	3.742040	درجة التصنيع بقاطع في القطاع المختلط
0.0000	6.160696	0.229943	1.416606	درجة التصنيع بقاطع في القطاع التعاوني
0.0052	2.926453	0.292219	0.855165	درجة التصنيع بقاطع في القطاع الخاص
0.9287	-0.089938	0.067364	-0.006059	الفرق الاول لقيمة المستلزمات بقاطع في القطاع العام
0.1841	-1.347491	0.074111	-0.099864	الفرق الاول لقيمة المستلزمات بقاطع في القطاع المختلط
0.6031	-0.523391	0.073618	-0.038531	الفرق الاول لقيمة المستلزمات بقاطع في القطاع التعاوني
0.9366	0.079989	0.099439	0.007954	الفرق الاول لقيمة المستلزمات بقاطع في القطاع الخاص
0.0000	13.88704	0.072339	1.004581	الفرق الاول لقيمة الاجور بقاطع في القطاع العام
0.0000	13.91999	0.079835	1.111302	الفرق الاول لقيمة الاجور بقاطع في القطاع المختلط
0.0000	22.49652	0.047561	1.069968	الفرق الاول لقيمة الاجور بقاطع في القطاع التعاوني
0.0000	9.337312	0.107055	0.999605	الفرق الاول لقيمة الاجور بقاطع في القطاع الخاص
				Fixed Effects (Cross)
			0.080162	_PU--C
			0.207613	_MI--C
			-0.142259	_CO--C
			-0.145517	_PR--C
8.723238	Mean dependent var		0.998543	R-squared
3.349691	S.D. dependent var		0.998088	Adjusted R-squared
-0.791546	Akaike info criterion		0.146479	S.E. of regression
-0.251825	Schwarz criterion		1.029899	Sum squared resid
2193.170	F-statistic		41.32946	Log likelihood
0.000000	Prob(F-statistic)		2.520413	Durbin-Watson stat

حيث يلاحظ من الجدول (10) عدم معنوية قيمة المتنازمات وان المتغيرات المستقلة تفسر حوالي (99.8%) من التغيرات الحاصلة في قيمة الانتاج وام النسبة المتبقية والبالغة (0.2%) فهي تعود الى عوامل غير مفسرة وموجودة ضمن الخطأ العشوائي.

ثالثا / دالة القيمة المضافة الإجمالية

1 :- نتائج الاختبار في تقدير نموذج الدمج على مستوى البيانات المقطعية والسلاسل الزمنية .

من اجل تقدير نموذج الدمج على مستوى البيانات المقطعية والسلاسل الزمنية وبوجود او عدم وجود القاطع والاتجاه العام للسلسلة الزمنية، وكانت النتائج كما مبين في جدول (11)

جدول (11)

الاختبار	النموذج قبل الوصول الى حالة الاستقرار	النموذج بعد الوصول الى حالة الاستقرار
AIC	-0.693196	-1.169690
Schwarz criterion	-0.239421	-0.715915

يلاحظ من الجدول (11) ، بان اقل قيمة لمعياري (Schwarz،Akaike) قد ظهرت في نموذج الدمج بعد الوصول الى حالة الاستقرار للمتغيرات المستخدمة فيه .لذلك فان افضل نموذج يكون متمثلا بنموذج الدمج بعد الوصول الى حالة الاستقرار

2 :- نتائج الاختبار على مستوى البيانات المقطعية والسلاسل الزمنية للأثار الثابتة لـ (المجاميع، الفترات، الفترات والمجاميع).

من اجل معرفة مدى تأثير الاثار الثابتة للمجاميع على تقدير نموذج الدمج على مستوى البيانات المقطعية والسلاسل الزمنية وبوجود او عدم وجود القاطع والاتجاه العام للسلسلة الزمنية ، كما مبين في جدول (12)

تاثير استقرارية البيانات المقطعية على تقدير منظومة المعادلات الانية الخاصة في المنشات الصناعية الكبيرة في العراق

جدول (12)

النموذج	الاختبار	قبل الوصول الى حالة الاستقرار		بعد الوصول الى حالة الاستقرار	
		F	القيمة الجدولية	F	القيمة الجدولية
الاثار الثابتة للمجاميع	Redundant Fixed Effects Tests	0.511134	0.6765	1.935042	0.1365
	AIC	-0.642052		-1.204	
	Schwarz criterion	-0.102331		-0.664279	
الاثار الثابتة للفترات	Redundant Fixed Effects Tests	1.201715	0.3144	0.828477	0.6416
	AIC	-0.641547		-1.011374	
	Schwarz criterion	0.302965		-0.066863	
الاثار الثابتة للمجاميع والفترات	Redundant Fixed Effects Tests	1.058903	0.4294	1.181131	0.3294
	AIC	-0.597749		-1.118369	
	Schwarz criterion	0.447960		-0.07266	

يلاحظ من الجدول (12) ، بان اقل قيمة لمعياري (Schwarz،Akaike) قد ظهرت في نموذج الدمج بعد الوصول الى حالة الاستقرار للمتغيرات المستخدمة فيه. لذلك فان افضل نموذج يكون متمثلا بنموذج الدمج بعد الوصول الى حالة الاستقرار وبعد استبعاد الاثار الثابتة لـ (المجاميع، الفترات، الفترات والمجاميع).
ومن نتائج الاختبارات السابقة يلاحظ بان افضل نموذج يكون متمثلا بنموذج الدمج بين البيانات المقطعية والسلاسل الزمنية لدالة القيمة المضافة الاجمالية وعند الوصول الى حالة الاستقرار والجدول التالي يوضح نتائج التقدير بالنسبة لهذا النموذج

جدول (13) نتائج تقدير دالة القيمة المضافة الاجمالية

Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.0138	2.558827	0.067365	0.172376	C(1)
0.0000	12.79742	0.267239	3.419971	درجة التصنيع بقاطع في القطاع العام
0.0000	25.65525	0.229114	5.877978	درجة التصنيع بقاطع في القطاع المختلط
0.0000	18.66093	0.186367	3.477783	درجة التصنيع بقاطع في القطاع التعاوني
0.0000	21.60597	0.183189	3.957983	درجة التصنيع بقاطع في القطاع الخاص
0.3058	1.035317	0.034132	0.035338	الفرق الاول لقيمة المستلزمات بقاطع في القطاع العام
0.0000	5.086580	0.051205	0.260458	الفرق الاول لقيمة المستلزمات بقاطع في القطاع المختلط
0.3610	0.922418	0.042937	0.039606	الفرق الاول لقيمة المستلزمات بقاطع في القطاع التعاوني
0.0109	2.650379	0.051108	0.135455	الفرق الاول لقيمة المستلزمات بقاطع في القطاع الخاص
0.0000	73.37455	0.013637	1.000605	الفرق الاول لعدد العمال بقاطع في القطاع العام
0.0000	94.33879	0.010667	1.006339	الفرق الاول لعدد العمال بقاطع في القطاع المختلط
0.0000	70.15036	0.014692	1.030624	الفرق الاول لعدد العمال بقاطع في القطاع التعاوني
0.0000	70.32184	0.014132	0.993792	الفرق الاول لعدد العمال بقاطع في القطاع الخاص
7.655965	Mean dependent var		0.998840	R-squared
3.213954	S.D. dependent var		0.998543	Adjusted R-squared
-1.169690	Akaike info criterion		0.122658	S.E. of regression
-0.715915	Schwarz criterion		0.707119	Sum squared resid
3.004167	Durbin-Watson stat		48.09070	Log likelihood

حيث يلاحظ من الجدول (13) عدم معنوية قيمة المستلزمات في القطاع (العام ، التعاوني) وان المتغيرات التفسيرية توضح حوالي (99.9%) من التغيرات الحاصلة في قيمة الانتاج وام النسبة المتبقية والبالغة (0.1%) فهي تعود الى عوامل غير مفسرة وموجودة ضمن الخطأ العشوائي.

1-4 الاستنتاجات

من النتائج المستخرجة في متن البحث تم التوصل الى ما يلي :-

1- وجود اثر معنوي للقاطع في تقدير دالة درجة التصنيع ولكل من المتغير الداخلي (درجة التصنيع) والمتغيرات الخارجية (الفرق الاول لقيمة المبيعات، عدد العمال) وذلك وفق معيار (Akaike ,Schwarz) مقارنة بالمتغيرات الاصلية للدالة

2- وجود اثر معنوي للقاطع في تقدير دالة قيمة الانتاج ولكل من المتغير الداخلي (قيمة الانتاج) والمتغيرات الخارجية (الفرق الاول لقيمة المستلزمات، الفرق الاول لقيمة الاجور، درجة التصنيع) مقارنة بالمتغيرات الاصلية للدالة

3- وجود اثر معنوي للقاطع في تقدير دالة القيمة المضافة الاجمالية ولكل من المتغير الداخلي (القيمة المضافة الاجمالية) والمتغيرات الخارجية (الفرق الاول لقيمة المستلزمات، الفرق الاول لعدد العمال، درجة التصنيع) مقارنة بالمتغيرات الاصلية للدالة

4- المتغير المستقل عدد العمال كان له تأثير معنوي على قيمة الانتاج وغير معنوي على المتغير درجة التصنيع

5- المتغير درجة التصنيع كان له تأثير معنوي على قيمة الانتاج والقيمة المضافة الاجمالية.

6- قيمة المبيعات ليس لها تأثير معنوي على درجة التصنيع.

4-2: التوصيات

ضرورة اختبار سكون السلسلة الزمنية قبل اجراء تقدير نموذج الانحدار وذلك من اجل الوصول الى نتائج اكثر كفاءة وواقعية تطبيق اختبارات اخرى لسكون السلسلة الزمنية مثل اختبار ديكي فولر الموسع في دراسات اقتصادية اخرى تتعلق بنماذج الانحدار

المصادر:-

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

2- الحيالي، د. طالب نجم حسن "مقدمة في القياس الاقتصادي" 1991 وزارة التعليم العالي والبحث العلمي- جامعة بغداد .

3- الدخيل، خالد بن إبراهيم" طريقة لتقدير نماذج المعادلات الانية ذات السلاسل الزمنية والمقاطع المستعرضة" قسم الاقتصاد، كلية العلوم الادارية جامعة الملك سعود. الرياض– المملكة العربية السعودية، 1996

4- الرشيد. د. طارق محمد، المرشد في الاقتصاد القياسي التطبيقي، بدون ناشر، 2005.

5- راو، بوتلري، روجر ليروي ميلر، القياس الاقتصادي التطبيقي، 1990 وزارة التعليم العالي والبحث العلمي– جامعة بغداد، ترجمة د. اموري هادي كاظم . د . سعيد علي هادي .

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

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

8-Ben "Econometrics ,theory and application with eviews "2005, Printed and bound in MaJaysia.

9 - Daniel Mc. Fadden "Systems of regression equations"1999,Economics 240B

10- EViews 5.1 User'sGuide Copyright © 1994–2005 Quantitative Micro Software All Rights ReservedPrinted in the United States of America.

11- Eviews 7.0 Copyright © 1994–2009 Quantitative Micro Software, LLC All Rights Reserved Printed in the United States of America ISBN: 978-1-880411-40-7

12- 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*

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

14- Wooldridge, Jeffrey M. (2002).*Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge, MA: The MIT Press.