

استخدام أسلوب الدمج بين السلاسل الزمنية والبيانات في تقدير نموذج الانحدار اللوغاريتمي

دراسة تطبيقية للمنشآت الصناعية الكبيرة في العراق

م.م هشام فرعون عبد اللطيف/ كلية الادارة والاقتصاد / جامعة ديالى

م.احمد سلطان محمد / كلية التربية الاساسية / جامعة ديالى

أ.م.د هيثم يعقوب يوسف/كلية الادارة والاقتصاد / جامعة ديالى

١-١- المقدمة وأهميه البحث:

تنتشر البيانات الإحصائية بشكلين رئيسيين هما البيانات السنوية والبيانات المقطعية فالأول عبارة عن ترتيب لأرقام بشكل مجاميع سنوية تنشر بشكل دوري كل سنة اما البيانات المقطعية فهي بيانات تصدر بين فترات قد تكون متساوية او مجاميع متساوية وفي هذه الحالة تسمى بيانات مقطعية متزنة (balanced panel) وفترت ومجاميع غير متساوية وهذه تسمى بيانات مقطعية غير متزنة (unbalanced panel data) وذلك حسب طبيعة الأنشطة التي تعبر عنها هذه البيانات وقد تم الاعتماد في هذا البحث على البيانات المقطعية المتزنة متمثلة بالقطاع والعام، المختلط، التعاوني، الخاص للفترة ٢٠٠٠ ٢٠٠٥ للمنشآت الصناعية الكبيرة في العراق ومن هنا تأتي أهمية البحث في بيان مساهمة كل قطاع من هذه القطاعات في العملية الإنتاجية وذلك باستخدام نموذج الانحدار اللوغاريتمي بحيث تمثل المتغيرات المستقلة بقيمة الأجور- والرواتب المدفوعة عدد العمال أما بالنسبة للمتغير المعتمد فقد كان متمثلا بقيمة الإنتاج وقد تم استخدام أسلوب (pooled least square) في التقدير بالإضافة إلى نماذج الآثار الثابتة والعشوائية للفترات والمجاميع والمقارنة بينهم وبيان مدى كفاءة كل نموذج وذلك باستخدام برامج الاقتصاد د القياسي (Eviews 5.1 LIMDEP) .

٢. ١- هدف البحث:

يهدف البحث إلى تقدير نموذج الانحدار اللوغاريتمي باستخدام أسلوب الدمج بين السلاسل الزمنية والبيانات المقطعية (pooled least square) ومقارنته مع نموذج الآثار الثابتة للفترات والمجاميع وذلك باستخدام اختبار

poolibility, Lagrange multiplier, Hausman, F) وبيان مدى كفاءة كل نموذج للمنشآت الصناعية الكبيرة في العراق.

١.٣ - فرضيات البحث:

وجود فروق معنوية لكل من الآثار الثابتة والعشوائية للفترات والمجاميع مقارنة مع أسلوب (pooled least square).

٤. ١- نبذة تاريخية عن تطور بعض المؤشرات الاقتصادية للمنشآت الصناعية الكبيرة في العراق:

٤.١. ١- تطور عدد المشتغلين:

شهد عدد المشتغلين زيادة من (١١٩.٨٠٠) ألف مشتغل في عام (٢٠٠٠) إلى (١٣٤.٧٢٠) ألف مشتغل عام (٢٠٠١) أي بنسبة زيادة قدرها (١٢.٥ %) ومن ثم انخفض حتى بلغ (٧٩.٤٤٤) ألف مشتغل في عام (٢٠٠٢) وبنسبة انخفاض قدرها (٤١.٠٣٠ %) وبعد ذلك ارتفع حتى بلغ ألف مشتغل في عام (٢٠٠٥) وكما موضح في الشكل (١) ويعود سبب هذه الزيادة إلى استمرار العمل في منشآت القطاع العام التي استوعبت أعدادا غير قليلة من العاملين إضافة إلى إعادة المفصولين السياسيين وتوظيف أعدادا أخرى من العاملين (١).

٤.٢. ١- تطور قيمة الأجور والرواتب المدفوعة:

ارتفعت قيمة الأجور والرواتب المدفوعة من (٨٣٣٦٢.٤) مليون دينار في عام (٢٠٠٠) إلى (١٥٥٠٤٧.٨) عام (٢٠٠١) وبنسبة زيادة قدرها (٤٦.٢٣٤ %) ومن ثم انخفضت حتى بلغت (١١٠٥٠١.٧) مليون دينار عام (٢٠٠٢) وبنسبة انخفاض قدرها (٢٨.٧٣١ %) وبعد ذلك ارتفعت حتى بلغت (٥٣٢٧٤٧.٧٩٧) مليون دينار (٢٠٠٥) وكما موضح في الشكل (٢) ويعود سبب هذه الزيادة إلى العلاقة الطردية بين أعداد المشتغلين و أجورهم وزيادة معدلات

التضخم (١).

٤.٣. ١- تطور قيمة الانتاج:

انخفضت قيمة الإنتاج من (٦٤٤٦٧٨.٧) مليون دينار في عام (٢٠٠٠) إلى (٤٦٣٩٤٥.٢) مليون دينار عام (٢٠٠١) وبنسبة انخفاض قدرها (٢٢.٢٧ %) وبعد ذلك ارتفعت حتى بلغت (١٢١٩٨٦١.٦٥٣) مليون دينار عام (٢٠٠٥) وكما موضح

في الشكل (٣) ويعود سبب هذه الزيادة لارتفاع سعر المنتج وزيادة تكلفة الإنتاج (١).

جدول رقم (1)

يبين نتائج الإحصاء السنوي للمنشآت الكبيرة (القيمة والأجور والمزايا) للسنوات 2000م-2005م مصنف حسب نوع القطاع

السنة	القطاع	sector	الأجور والرواتب المدفوعة (مليون دينار)	عدد المشتغلين (بالآلاف)	قيمة الإنتاج (مليون دينار)
2000	عام	public	73711.2	95.2	468256.2
	مختلط	mixed	3696.4	6.3	64161.6
	تعاوني	Co-operative	269.3	1.5	15218
	خاص	private	5685.5	16.8	97042.9
2001	عام	public	130873.6	108.3	641394.7
	مختلط	mixed	6837.3	6.8	99643.9
	تعاوني	Co-operative	39.7	0.5	625.7
	خاص	private	17297.2	19.2	133851.9
2002	عام	public	102264.1	64.3	476490.1
	مختلط	mixed	1554.2	1.4	18151.4
	تعاوني	Co-operative	26.1	0.3	690.8
	خاص	private	6657.3	13.4	101559.8
2003	عام	public	153199.1	88.9	261199.8
	مختلط	mixed	7780.5	4.4	66537.6
	تعاوني	Co-operative	2.7	0.013	3.2
	خاص	private	20969.8	15.331	136204.6
2004	عام	public	385512.1	111.310	583981.2
	مختلط	mixed	31430.4	4.930	73651.6
	تعاوني	Co-operative	5.6	0.014	3.4
	خاص	private	28526.1	26.280	213143.4
2005	عام	public	465678.883	119.442	788411.428
	مختلط	mixed	25932.085	4.689	71267.632
	تعاوني	Co-operative	6.198	0.018	8.459
	خاص	private	41130.631	18.719	284270.522

المصدر: وزارة التخطيط / الجهاز المركزي للإحصاء / المجموعه الإحصائية السنوية 2006 م .

جدول رقم (2)

يبين النسبة المئوية لكل قطاع ونسبة التطور بالنسبة لعدد المشتغلين للفترة
(2005-2000)

القطاع السنة	عام		مختلط		تعاوني		خاص		المجموع	
	العدد	النسبة	العدد	النسبة	العدد	النسبة	العدد	النسبة	العدد	النسبة
2000	95.2	%79.47	6.3	%5.26	1.5	%1.25	16.8	%14.02	119.8	
2001	108.278	%80.37	6.765	%5.02	0.501	%0.37	19.174	%14.23	134.72	%12.5
2002	64.317	%80.96	1.418	%1.785	0.263	%0.331	13.446	%16.93	79.444	%41.03
2003	88.940	%81.82	4.411	%4.058	0.013	%0.012	15.331	%14.104	108.7	%36.8
2004	111.130	%78.09	4.930	%3.459	0.014	%0.001	26.280	%18.438	142.53	%31.1
2005	119.442	%83.60	4.689	%3.282	0.018	%0.013	18.719	%13.102	142.87	%60.23

جدول رقم (3)

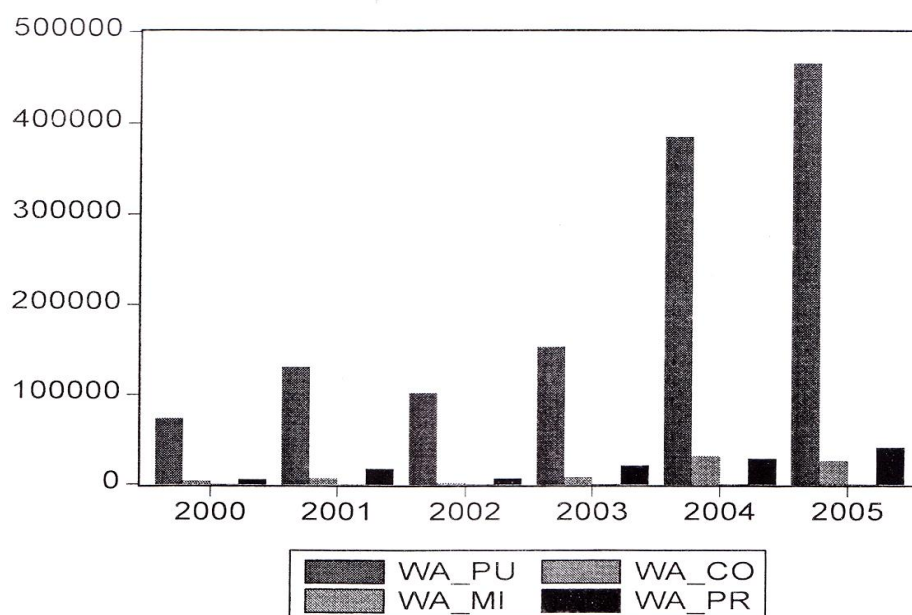
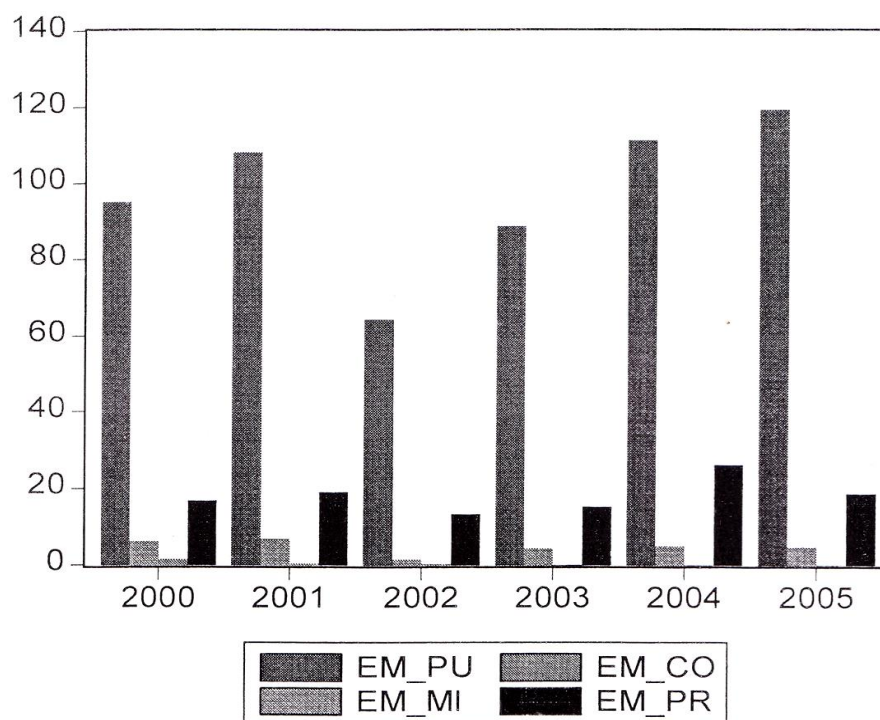
يبين النسبة المئوية لكل قطاع ونسبة التطور بالنسبة للأجور والرواتب
المدفوعة للمشتغلين للفترة (2005-2000)

القطاع السنة	عام		مختلط		تعاوني		خاص		المجموع	
	العدد	النسبة	العدد	النسبة	العدد	النسبة	العدد	النسبة	العدد	النسبة
2000	73711.2	%88.423	5696.4	%4.434	269.3	%0.323	5685.5	%6.820	83362.4	
2001	130873.6	%84.409	6837.3	%4.410	39.7	%0.026	17297.2	%11.156	155047.8	%46.23
2002	102264.1	%92.545	1554.2	%1.407	26.1	%0.024	6657.3	%6.025	110501.7	%28.73
2003	153199.1	%84.198	7780.5	%4.276	2.7	%0.002	20969.8	%11.525	181952.1	%64.66
2004	385512.1	%86.540	31430.4	%7.056	5.6	%0.001	28526.1	%6.404	445474.2	%44.8
2005	465678.8	%87.411	25932.09	%4.868	6.198	%0.001	41130.6	%7.721	532747.8	%19.59

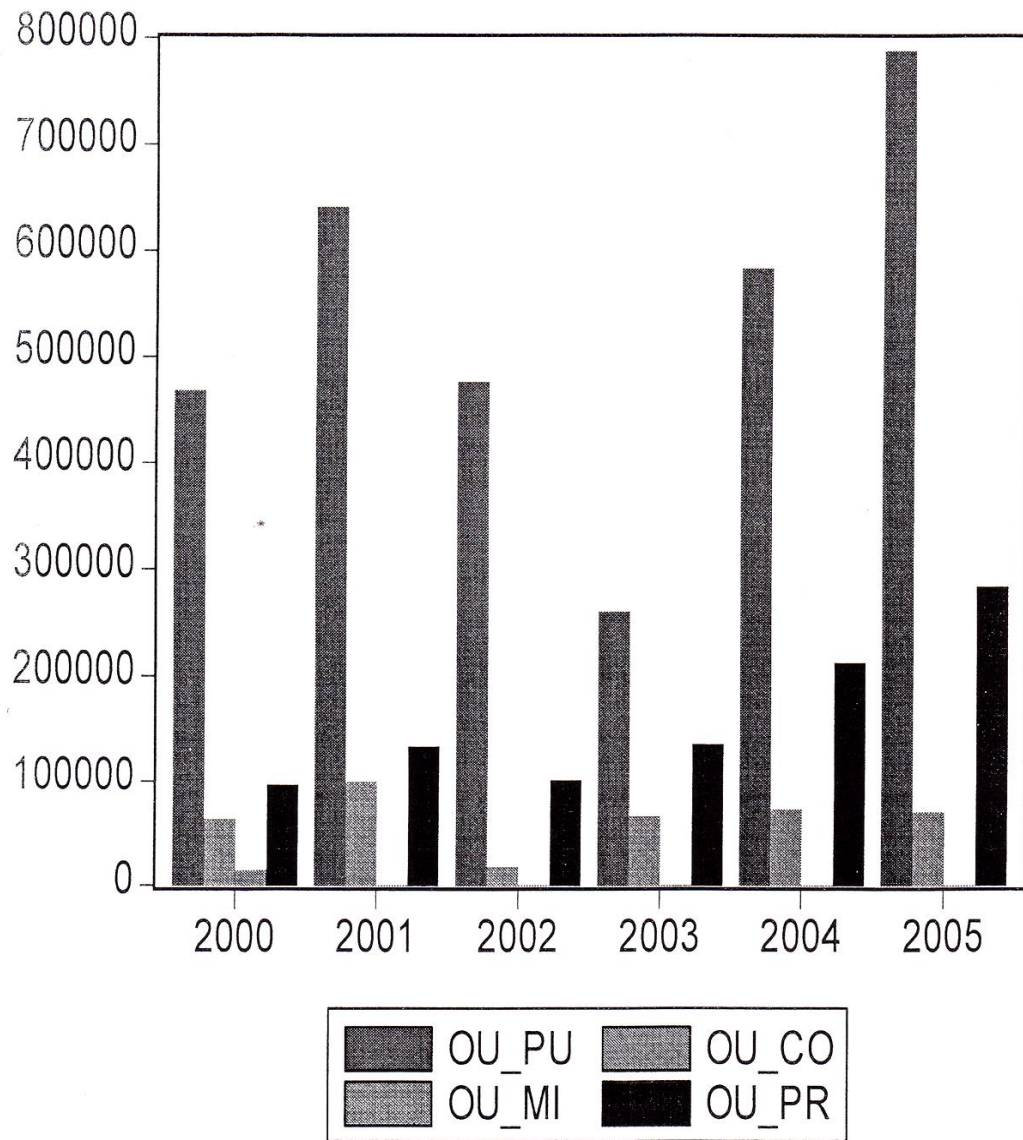
جدول رقم (4)

يبين النسبة المئوية لكل قطاع ونسبة التطور بالنسبة لقيمة الإنتاج للفترة
(2005-2000)

الاجموع		خاص		تعاوني		مختلط		عام	
النسبة	العدد	النسبة	العدد	النسبة	العدد	النسبة	العدد	النسبة	العدد
	644678.7	%15.053	97042.9	%2.361	15218.0	%9.953	64161.6	%72.63	468256.2
35.8	275516.2	%15.288	133851.9	%0.072	625.7	%11.381	99643.9	%73.26	641394.7
31.82	596892.1	%17.015	101559.8	%0.116	690.8	%3.041	18151.4	%79.83	476490.1
2.27	463945.2	%29.358	136204.6	%0.0001	3.2	%14.342	66537.6	%56.30	261199.8
7.69	270779.6	%24.477	213143.4	%0.0001	3.4	%8.458	73651.6	%67.06	583981.2
1.37	1143959	%24.850	284270.5	%0.0001	8.5	%6.299	71267.6	%68.920	788411.4



شكل رقم (2) يبين الأجور والحوافز المدفوعة للمشتغلين في المنشآت الصناعية الكبيرة
 شكل رقم (2) يبين عدد المشتغلين في المنشآت الصناعية الكبيرة في العراق مصنف حسب
 نوع القطاع (عام، مختلط، تعاوني، خاص) في العراق مصنف حسب نوع القطاع
 (عام، مختلط، تعاوني، خاص).



شكل رقم (3) يبين قيمة الإنتاج في المنشآت الصناعية الكبيرة في العراق مصنفة حسب نوع القطاع (عام,مختلط,تعاوني,خاص)

2.1 نموذج الآثار الثابتة fixed effect :

يمكن كتابة الصيغة العامة لهذا النموذج كما يلي (3)

$$y_{it} = (\alpha + \mu_i) + X'_{it}\beta + v_{it}, \text{-----}1$$

بحيث إن :

$$v_{it} \sim IID(0, \sigma_v^2)$$

- y_{it} : يمثل متوسط المتغير المعتمد بالنسبة للمجموعة i
- x_{it} : t : يمثل متوسط المتغير المستقل بالنسبة للفترة t
- y_{it} , x_{it} : يمثل متوسط المتغير المعتمد والمستقل
- n : يمثل حجم المجموعة
- T : يمثل عدد الفترات
- $N=nT$: يمثل العدد الكلي للملاحظات
- k : يمثل عدد المتغيرات المستقلة
- $K=k+1$: يمثل عدد المتغيرات المستقلة والمتضمنة الحد الثابت

ولتقدير نموذج الانحدار للآثار الثابتة يتم إيجاد انحرافات كل متغير (المعتمد, المستقل) عن أوساط المجاميع وكما يلي:

$$y_{it} - \bar{y}_i = (X_{it} - \bar{X}_i) \beta + (u_{it} - \bar{u}_i) \text{-----}2$$

بحيث إن:

$$\overline{X_i} = \begin{pmatrix} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T X_{it} \\ \vdots \\ \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T X_{it} \end{pmatrix}$$

وبتطبيق أسلوب المربعات الصغرى الاعتيادية على النموذج (2) أعلاه ينتج :

$$\hat{\beta}_{FE} = \left(\sum_{i,t} \hat{x}_{it}' \hat{x}_{it} \right)^{-1} \sum_{i,t} \hat{x}_{it}' \hat{y}_{it} \quad \text{-----3}$$

بحيث إن

$$\hat{y}_{it} = y_{it} - \overline{y_i}$$

$$\hat{x}_{it} = (X_{it} - \overline{X_i})$$

2.2 نموذج الآثار العشوائية random effect :

يمكن كتابة نموذج الآثار العشوائية باتجاه واحد كما يلي (6)

$$y_{it} = \mathbf{x}_{it}' \boldsymbol{\beta} + u_i + \varepsilon_{it} \quad \text{-----4}$$

$$\mathbf{y}_i = [\mathbf{X}_i] \boldsymbol{\beta} + u_i \mathbf{i} + \boldsymbol{\varepsilon}_i$$

بحيث إن

$$\text{Var}[u_i \mathbf{i} + \boldsymbol{\varepsilon}_i | \mathbf{X}_i] = \sigma_u^2 \mathbf{i} \mathbf{i}' + \boldsymbol{\Sigma} = \boldsymbol{\Omega}_i$$

وبتطبيق أسلوب المربعات الصغرى العامة على النموذج 4 نحصل على مايلي :

$$\hat{\theta}_R = \left[\sum_{i=1}^N \mathbf{Z}_i^M \hat{\Phi}_i^{-1} \mathbf{Z}_i^M \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^N \mathbf{Z}_i^M \hat{\Phi}_i^{-1} \mathbf{y}_i^M \right], \quad \hat{\Phi}_i^{-1} = \left[\mathbf{I} - \frac{\hat{\rho}^2}{1 + T_i \hat{\rho}^2} \mathbf{i} \mathbf{i}' \right]$$

$$\text{Var}[\hat{\theta}_R] = \hat{\sigma}_\varepsilon^2 \left[\sum_{i=1}^N \mathbf{Z}_i^M \hat{\Phi}_i^{-1} \mathbf{Z}_i^M \right]^{-1} \quad \text{-----5}$$

3. اختبار الآثار الثابتة بالنسبة للمجاميع Testing Group Effects :

الاختبار فرضية عدم القائلة بان جميع الآثار الثابتة للمجاميع مساوية إلى الصفر أي إن :

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

فان أليغته ألعامه للاختبار هي: (7)

$$\frac{(e'e_{\text{Efficient}} - e'e_{\text{Random}})/(n-1)}{(e'e_{\text{Random}})/(nT-n-k)} = \frac{(R_{\text{Random}}^2 - R_{\text{Efficient}}^2)/(n-1)}{(1 - R_{\text{Random}}^2)/(nT-n-k)} \sim F(n-1, nT-n-k)$$

-----6

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

٤. ٢ - اختبار الآثار الثابتة بالنسبة للفترات

لاختبار فرضية عدم القائلة بان جميع الآثار الثابتة للفترات مساوية الى (8) الصفر أي إن

$$H:t_1=t_2=\dots=t_{n-1}=0$$

فان الصيغة العامة للاختبار هي:

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

-----7

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

٥. ٢ - اختبار نموذج الآثار العشوائية) :

يستخدم لاختبار الفرضية القائلة بان التباين للمجاميع أو للفترات مساو إلى الصفر فإذا تم رفض فرضية عدم وقبول الفرضية البديلة هذا معناه إن نموذج الآثار العشوائية أفضل من نموذج الدمج بين البيانات المقطعية والسلاسل الزمنية وأن صيغة الاختبار بالنسبة لنموذج الآثار باتجاه واحد هي (١٠).

$$LM_{\mu} = \frac{nT}{2(T-1)} \left[\frac{\sum (\sum e_{it})^2}{\sum \sum e_{it}^2} - 1 \right]^2 = \frac{nT}{2(T-1)} \left[\frac{\sum (T\bar{e}_{i.})^2}{\sum \sum e_{it}^2} - 1 \right]^2 \sim \chi^2(1)$$

---8

٦. ٢ - اختبار Hausman Fixed Effects versus Random Effects :

يستخدم للمقارنة بين نموذجي الآثار الثابتة والعشوائية للفترات والمجاميع بحيث إن الصيغة العامة لهذا الاختبار هي: (٥)

$$m = (b_{\text{Robust}} - b_{\text{Efficient}})' \hat{\Sigma}^{-1} (b_{\text{Robust}} - b_{\text{Efficient}}) \sim \chi^2(k) \quad \text{-----9}$$

بحيث إن:

$$\hat{\Sigma} = \text{Var}[b_{\text{Robust}} - b_{\text{Efficient}}] = \text{Var}(b_{\text{Robust}}) - \text{Var}(b_{\text{Efficient}})$$

فإذا تم رفض فرضية العدم يعنى أن نموذج الآثار الثابتة أفضل من نموذج الآثار العشوائية للفترات والمجاميع.

٧. ٢- اختبار

يستخدم لبيان مدى إمكانية تحويل نموذج البيانات المقطعية (panel data) إلى نموذج (pooled least square) بحيث إن فرضية الاختبار بالنسبة للمجاميع هي كالآتي: (٤)

$$H_0: \beta_{1k} = \beta_{2k}$$

وتحت شرط $\mu \sim N(0, \sigma^2 I_{nT})$ فان صيغة الاختبار هي:

$$F_{obs} = \frac{(e'e - \sum e_i' e_i) / (n-1)K}{\sum e_i' e_i / n(T-K)} \sim F[(n-1)K, n(T-K)] \quad \text{-----10}$$

بحيث إن:

$e'e$: تمثل مجموع مربعات الخطأ بالنسبة لنموذج الدمج بين البيانات المقطعية والسلاسل الزمنية .

$e'e_i$: تمثل مجموع مربعات الخطأ بالنسبة للمجموعة .

وبصورة مشابهة فان فرضية الاختبار بالنسبة للفترات هي كما يلي:

$$H_0 : \beta_{tk} = \beta_k$$

وتحت شرط $\mu \sim N(0, \sigma^2 I_{nT})$ فان صيغة الاختبار هي :

$$F_{obs} = \frac{(e'e - \sum e_i' e_i) / (T-1)K}{\sum e_i' e_i / T(n-K)} = F[(T-1)K, T(n-K)] \quad \text{-----11}$$

وان

$e'et: T$: تمثل مجموع مربعات الخطأ بالنسبة للفترة .

3. عرض وتحليل ومناقشة النتائج :

تم استخدام limdep, Eviews 5.1 كون إن التقدير متاح بهذين النظامين وحصلنا على نفس

النتائج

٣.١ - عرض نتائج التقدير باستخدام أسلوب الدمج بين البيانات و السلاسل الزمنية (pooled least square) .

جدول رقم (5)

يبين نتائج التقدير باستخدام أسلوب الدمج بين البيانات المقطعية والسلاسل الزمنية

(pooled least square)

`regress ; lhs=ou ; rhs=one , wa , em$`

Ordinary least squares regression Weighting variable = none					
Dep. var. = OU Mean= 4.402625000 , S.D.= 1.648734951					
Model size: Observations = 24, Parameters = 3, Deg.Fr.= 21					
Residuals: Sum of squares= 3.081990630 , Std.Dev.= .38309					
Fit: R-squared= .950705, Adjusted R-squared = .94601					
Model test: F[2, 21] = 202.50, Prob value = .00000					
Diagnostic: Log-L = -9.4248, Restricted(b=0) Log-L = -45.5440					
LogAmemiyaPrCrt.= -1.801, Akaike Info. Crt.= 1.035					
Autocorrel: Durbin-Watson Statistic = 2.72256, Rho = -.36128					

+-----+-----+-----+-----+-----+-----+					
Variable Coefficient Standard Error t-ratio P[T >t] Mean of X					
+-----+-----+-----+-----+-----+-----+					
	Constant	2.835909182	.54201013	5.232	.0000
WA		.2299398768	.19369829	1.187	.2484
EM		1.028276860	.25065540	4.102	.0005

- تحليل ومناقشة النتائج باستخدام أسلوب الدمج بين البيانات المقطعية والسلاسل الزمنية (pooled least square)

١- اختبار F :

نلاحظ من خلال الجدول رقم (٥) بان القيمة الاحتمالية لاختبار f اقل من مستوى المعنوية ٠.٠٥ . وهذا يعني بان المتغيرات المستقلة (عدد العمال ورأس المال) لها تأثير معنوي على قيمة الإنتاج.

٢. اختبار T.

يتبين من خلال النموذج أعلاه بان عدد العمال معنوي تحت مستوى (٠.٠٥) وذلك لكون القيمة لاختبار T الاحتمالية. والبالغة ٠.٠٠٠٥ اقل من مستوى المعنوية.

٣. قيمة معامل التحديد المعدل.

بلغت قيمة معامل التحديد المعدل للنموذج المقدر أعلاه (٩٤.٦%) وهذا يعني إن المتغيرات المستقلة تفسر (٩٤.٦%) من التغيرات الحاصلة في العملية الإنتاجية أما النسبة المتبقية والبالغة (٥.٤%) فهي تعود إلى عوامل موجودة ضمن الخطأ العشوائي

ت ٣- عرض نتائج التقدير باستخدام أسلوب الآثار الثابتة للفترات

One way fixed time effect

جدول رقم (٦)

يبين نتائج التقدير باستخدام أسلوب الآثار الثابتة للفترات

One way fixed time effect

--> regress; lhs=ou; rhs=one, wa, em, d1, d2, d3, d4, d5\$

```

+-----+
| Ordinary least squares regression      Weighting variable = none |
| Dep. var. = OU      Mean= 4.402625000 , S.D.= 1.648734951 |
| Model size: Observations = 24, Parameters = 8, Deg.Fr.= 16 |
| Residuals: Sum of squares= 2.216653924 , Std.Dev.= .37221 |
| Fit: R-squared= .964546, Adjusted R-squared = .94903 |
| Model test: F[ 7, 16] = 62.18, Prob value = .00000 |
| Diagnostic: Log-L = -5.4699, Restricted(b=0) Log-L = -45.5440 |
|              LogAmemiyaPrCrt.= -1.689, Akaike Info. Crt.= 1.122 |
| Autocorrel: Durbin-Watson Statistic = 2.89500, Rho = -.44750 |
+-----+

```

Variable	Coefficient	Standard Error	t-ratio	P[T >t]	Mean of X
Constant	1.290027876	.93719815	1.376	.1876	
WA	.7155225885	.29230534	2.448	.0263	3.6439167
EM	.3907141301	.38179654	1.023	.3214	.70879167
D1	.5982884758	.35922604	1.665	.1153	.16666667
D2	.3708892407	.33096678	1.121	.2790	.16666667
D3	.5061330274	.31417526	1.611	.1267	.16666667
D4	.2097851448E-01	.27676769	.076	.9405	.16666667
D5	-.1261441438	.26378625	-.478	.6390	.16666667

(Note: E+nn or E-nn means multiply by 10 to + or -nn power.)

3.3 عرض نتائج التقدير باستخدام أسلوب الآثار الثابتة للمجاميع

One way fixed group effect

جدول رقم (7)

يبين نتائج التقدير باستخدام أسلوب الآثار الثابتة للمجاميع

One way fixed group effect

--> regress; lhs=ou; rhs=one, wa, em, dpu, dmi, dco

Ordinary	least squares regression	Weighting variable = none			
Dep. var. = OU	Mean= 4.402625000	, S.D.= 1.648734951			
Model size:	Observations = 24, Parameters = 6, Deg.Fr.= 18				
Residuals:	Sum of squares= .5635110579	, Std.Dev.= .17694			
Fit:	R-squared= .990987, Adjusted R-squared = .98848				
Model test:	F[5, 18] = 395.82, Prob value = .00000				
Diagnostic:	Log-L = 10.9649, Restricted(b=0) Log-L = -45.5440				
	LogAmemiyaPrCrt.= -3.241, Akaike Info. Crt.= -.414				
Autocorrel:	Durbin-Watson Statistic = 1.49647, Rho = .25176				

+-----+-----+-----+-----+-----+					
Variable	Coefficient	Standard Error	t-ratio	P[T >t]	Mean of X
+-----+-----+-----+-----+-----+					
	Constant	2.653479737	.42179019	6.291	.0000
WA	.1598997431	.12700171	1.259	.2241	3.6439167
EM	1.475253327	.13389177	11.018	.0000	.70879167
DPU	-.7098575621	.13109357	-5.415	.0000	.25000000
DMI	.5591228630	.11758353	4.755	.0002	.25000000
DCO	.6340813371	.25578494	2.479	.0233	.25000000

-تحليل ومناقشة النتائج باستخدام أسلوب الآثار الثابتة للمجاميع

One way fixed group effect

تحليل ومناقشة النتائج باستخدام أسلوب الآثار الثابتة للفترات

One way fixed time effect

١ - اختبار F :

نلاحظ من خلال الجدول رقم (٦) بان القيمة الاحتمالية لاختبار f أقل من مستوى المعنوية ٠.٠٥ وهذا يعنى بان التغيرات المستقلة عدد العمال ورأس المال لها تأثير معنوي على قيمة الإنتاج

٢. اختبار T

يتبين من خلال النموذج أعلاه بان عدد العمال معنوي تحت مستوى (٠.٠٥) وذلك لكون القيمة لاحتمالية. والبالغة ٠.٠٢٦٣ اقل من مستوى المعنوية لاختبار

٣. قيمة معامل التحديد المعدل

بلغت قيمة معامل التحديد المعدل للنموذج المقدر أعلاه (٩ ٤.٦ %) وهذا يعنى إن المتغيرات المستقلة تفسر (٩ ٤.٩ %) من التغيرات الحاصلة في العملية الإنتاجية إما النسبة المتبقية والبالغة (١ ٥.٠ %) فهي تعود إلى عوامل موجودة ضمن الخطأ العشوائي .

3. 4 عرض نتائج التقدير باستخدام أسلوب الآثار الثابتة للفترات والمجاميع

two way fixed time group effect

جدول رقم (8) يبين نتائج التقدير باستخدام أسلوب الآثار الثابتة للمجاميع والفترات

two way fixed group time effect

--> regress;lhs=ou;rhs=one,wa,em,dpu,dmi,dco,d1,d2,d3,d4,d5\$

+-----+-----+-----+-----+-----+-----+					
Ordinary least squares regression Weighting variable = none					
Dep. var. = OU Mean= 4.402625000 , S.D.= 1.648734951					
Model size: Observations = 24, Parameters = 11, Deg.Fr.= 13					
Residuals: Sum of squares= .1938197457 , Std.Dev.= .12210					
Fit: R-squared= .996900, Adjusted R-squared = .99452					
Model test: F[10, 13] = 418.05, Prob value = .00000					
Diagnostic: Log-L = 23.7720, Restricted(b=0) Log-L = -45.5440					
LogAmemiyaPrCrt.= -3.828, Akaike Info. Crt.= -1.064					
Autocorrel: Durbin-Watson Statistic = 2.08367, Rho = -.04183					
+-----+-----+-----+-----+-----+-----+					
Variable Coefficient Standard Error t-ratio P[T >t] Mean of X					
+-----+-----+-----+-----+-----+-----+					
Constant	1.216365488	.64754198	1.878	.0829	
WA	.6101567657	.19654740	3.104	.0084	3.6439167
EM	1.019564170	.21841394	4.668	.0004	.70879167
DPU	-.8444211814	.10002058	-8.442	.0000	.25000000
DMI	.4120433800	.10745880	3.834	.0021	.25000000
DCO	.9282993748	.19826041	4.682	.0004	.25000000
D1	.2760914731	.16892143	1.634	.1261	.16666667
D2	.1051812849	.14708761	.715	.4872	.16666667
D3	.4154506817	.14203317	2.925	.0118	.16666667
D4	.3717600576E-01	.10630168	.350	.7321	.16666667
D5	-.1363387057	.87109208E-01	-1.565	.1416	.16666667

(Note: E+nn or E-nn means multiply by 10 to + or -nn power.)

١-اختبار F:

نلاحظ من خلال الجدول رقم (٨) بان القيمة الاحتمالية لاختبار F أقل من مستوى المعنوية ٠.٠٥ وهذا يعنى بان المتغيرات المستقلة (عدد العمال ورأس المال لها تأثير معنوي على قيمة الإنتاج.

٢-اختبار T :-

يتبين من خلال النموذج أعلاه بان عدد العمال والأجور معنوي تحدث مستوى (٠.٠٥) وذلك لكون القيمة الاحتمالية لها اقل من مستوى المعنوية ٠.٠٥ ،

٣. قيمة معامل التحديد المعدل:

بلغت قيمة معامل التحديد المعدل للنموذج المقدر أعلاه (٩٩.٤ %) وهذا يعنى إن المتغيرات المستقلة تفسر (٩٩.٤ %) (هو من التغيرات الحاصلة في العملية الإنتاجية إما النسبة المتبقية والبالغة (٠.١ % فهي تعود إلى عوامل موجودة ضمن الخطأ العشوائي

3.5- عرض وتحليل ومناقشة النتائج باستخدام أسلوب

one way random time effect

جدول رقم (9)

يبين نتائج التقدير باستخدام أسلوب one way random time effect

Dependent Variable: OU?

Method: Pooled EGLS (Period random effects)

Date: 04/12/08 Time: 08:17

Sample: 2000 2005

Included observations: 6

Cross-sections included: 4

Total pool (balanced) observations: 24

Swamy and Arora estimator of component variances

Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.0000	5.385202	0.526612	2.835909	C
0.2353	1.221815	0.188195	0.229940	WA?
0.0004	4.222309	0.243534	1.028277	EM?
Random Effects				
(Period)				
			0.000000	2000--C
			0.000000	2001--C
			0.000000	2002--C
			0.000000	2003--C
			0.000000	2004--C
			0.000000	2005--C
Effects Specification				
0.0000	0.000000	Period random S.D. / Rho		
1.0000	0.372211	Idiosyncratic random S.D. / Rho		
Weighted Statistics				
4.402625	Mean dependent var	0.950705	R-squared	
1.648735	S.D. dependent var	0.946010	Adjusted R-squared	
3.081991	Sum squared resid	0.383095	S.E. of regression	
0.625410	Durbin-Watson stat	202.5039	F-statistic	
		0.000000	Prob(F-statistic)	
Unweighted Statistics				
4.402625	Mean dependent var	0.950705	R-squared	
0.625410	Durbin-Watson stat	3.081991	Sum squared resid	

١- اختبار F:

نلاحظ من خلال الجدول رقم (٩) بان القيمة الاحتمالية لاختبار F أقل من مستوى المعنوية ٠.٠٥ وهذا يعنى بان المتغيرات المستقلة عدد العمال ورأس المال لها تأثير معنوي على قيمة الإنتاج

٢. اختبار T:

يتبين من خلال النموذج أعلاه بان عدد العمال معنوي تحت مستوى ٠.٠٥) وذلك لاختبار T لكون القيمة الاحتمالية. والبالغة ٠.٠٠٠٤. أقل من مستوى المعنوية ٠.٠٥.

٣. قيمة معامل التحديد المعدل:

بلغت قيمة معامل التحديد المعدل النموذج المقدر أعلاه (٩٤.٦ %) وهذا يعنى إن المتغيرات المستقلة تفسر (٩٤.٦ % من التغيرات الحاصلة في العملية الإنتاجية إما النسبة المتبقية والبالغة (٥.٤ % فهي تعود إلى عوامل موجودة ضمن الخطأ العشوائي.

3.6 عرض وتحليل ومناقشة النتائج باستخدام أسلوب

One way random group effect

جدول (10)

يبين نتائج التقدير باستخدام أسلوب One way random group effect

Dependent Variable: OU?				
Method: Pooled EGLS (Cross-section random effects)				
Date: 04/12/08 Time: 08:23				
Sample: 2000 2005				
Included observations: 6				
Cross-sections included: 4				
Total pool (balanced) observations: 24				
Swamy and Arora estimator of component variances				
Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.0000	7.565591	0.401505	3.037624	C
0.4460	0.776655	0.119028	0.092444	WA?
0.0000	10.90783	0.132983	1.450558	EM?
				Random Effects
				(Cross)
			-0.663583	_PU--C
			0.435213	_MI--C
			0.295357	_CO--C
			-0.066986	_PR--C
Effects Specification				
0.7976	0.351212	Cross-section random S.D. / Rho		
0.2024	0.176935	Idiosyncratic random S.D. / Rho		
Weighted Statistics				
0.886922	Mean dependent var	0.944630 R-squared		
0.788788	S.D. dependent var	0.939357 Adjusted R-squared		
0.792354	Sum squared resid	0.194245 S.E. of regression		
2.021233	Durbin-Watson stat	179.1350 F-statistic		
		0.000000 Prob(F-statistic)		
Unweighted Statistics				
4.402625	Mean dependent var	0.915160 R-squared		
0.301930	Durbin-Watson stat	5.304316 Sum squared resid		

١- اختبار F

نلاحظ من خلال الجدول رقم (١٠) بات القيمة الاحتمالية لاختبار F اقل من مستوى المعنوية ٠.٠٥ . وهو يعني بان المتغيرات المستقلة عدد العمال ورأس المال لها تأثير معنوي على قيمة الإنتاج.

٢. اختبار T

يتبين من خلال النموذج أعلاه بان عدد العمال معنوي تحت مستوى ٠.٠٥ وذلك لكون القيمة الاختبار T الاحتمالية. و البالغة ٠.٠٠٠٠ اقل من مستوى المعنوية. ٠.٠٥

٣. قيمة معامل التحديد المعدل:

بلغت قيمة معامل التحديد المعدل للنموذج المقدر أعلاه (٩٣.٩ %) وهذا يعني إن المتغيرات المستقلة تفسر (٩٣.٩ %) من التغيرات الحاصلة في العملية الإنتاجية أما النسبة المتبقية و البالغة (٥.١ %) فهي تعود إلى عوامل موجودة ضمن الخطأ العشوائي

٣.٧- عرض وتحليل ومناقشة النتائج باستخدام tow way random group time effect

جدول رقم (11)

يبين نتائج التقدير باستخدام أسلوب tow way random time group effect

Dependent Variable: OU?

Method: Pooled EGLS (Two-way random effects)

Date: 04/28/08 Time: 13:53

Sample: 2000 2005

Included observations: 6

Cross-sections included: 4

Total pool (balanced) observations: 24

Swamy and Arora estimator of component variances

Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.0001	4.738525	0.522072	2.473851	C
0.0000	7.194060	0.182630	1.313851	EM?
0.1049 *	1.694814	0.161523	0.273751	WA?
Random Effects (Cross)				
			-0.791107	_PU--C
			0.389072	_MI--C
			0.496695	_CO--C
			-0.094659	_PR--C
Random Effects (Period)				
			0.050986	2000--C
			-0.053320	2001--C
			0.179573	2002--C
			-0.057248	2003--C
			-0.121316	2004--C
			0.001325	2005--C

Effects Specification

Rho	S.D.	
0.8142	0.355081	Cross-section random
0.0895	0.117753	Period random
0.0963	0.122103	Idiosyncratic random

Weighted Statistics

0.591181	Mean dependent var	0.960047	R-squared
0.700652	S.D. dependent var	0.956242	Adjusted R-squared
0.451114	Sum squared resid	0.146566	S.E. of regression
1.638079	Durbin-Watson stat	252.3061	F-statistic
		0.000000	Prob(F-statistic)

Unweighted Statistics

4.402625	Mean dependent var	0.887187	R-squared
0.220185	Durbin-Watson stat	7.053235	Sum squared resid

١- اختبار F:

لاحظ من خلال الجدول رقم (١١) بأن القيمة الاحتمالية لاختبار أقل على مستوى المعنوية ٠.٠٥ وهذا يعني بأن المتغيرات المستقلة (عدد العمال ورأس المال لها تأثير معنوي على قيمة الانتاج

٢. اختبار T

يتبين من خلال النموذج أعلاه بأن عدد العمال معنوي تحت مستوى (٠.٠٥) وذلك لكون الاختبار، القيمة الاحتمالية. والبالغة ٠.٠٠٠ أقل من مستوى المعنوية ٠.٠٥

٣. قيمة معامل التحديث المعدل

بلغت قيمة معامل التحديد المعدل للنموذج المقدر، أعلاه (٠.٩٥٦) وهذا يعني ان المتغيرات المستقلة تفسر ٩٥.٦% من التغيرات الحاصلة في العملية الإنتاجية إما النسبة المتبقية والبالغة (٤.٤) % فهي تعود إلى عوامل موجودة ضمن الخطأ العدو العشوائي

٨-٣- تحليل ومناقشة نتائج اختبار كفاءة نموذج الآثار الثابتة للمجاميع

جدول رقم (12)

يبين اختبار كفاءة نموذج الآثار الثابتة للمجاميع

Redundant Fixed Effects Tests
Pool: Untitled
Test cross-section fixed effects

Prob.	d.f.	Statistic	Effects Test
0.0000	(3,18)	26.815583	Cross-section F
0.0000	3	40.779456	Cross-section Chi-square

نلاحظ من خلال الجدول (12) أعلاه بأن قيمة F المحسوبة معنوية وهذا يعني رفض فرضية عدم القائل بأن الآثار الثابتة للمجاميع مساوية إلى الصفر أي إنها معنوية معنى ذلك إن النموذج المقدر بأسلوب الآثار الثابتة للمجاميع أفضل من النموذج المقدر بأسلوب المربعات الصغرى المدمجة pooled least square .

3.9 تحليل ومناقشة نتائج اختبار كفاءة نموذج الآثار الثابتة للمجاميع

جدول رقم (13)

يبين اختبار كفاءة نموذج الآثار الثابتة للفترات

Redundant Fixed Effects Tests

Pool: Untitled

Test cross-section fixed effects

Prob.	d.f.	Statistic	Effects Test
0.0000	(3,18)	26.815583	Cross-section F
0.0000	3	40.779456	Cross-section Chi-square

نلاحظ من خلال الجدول (١٣) أعلاه بان قيمة F المحسوبة معنوية وهذا يعني رفض فرضية عدم القائلة بان الآثار الثابتة للفترات مساوية إلى الصفر أي انها معنوية معنى ذلك إن النموذج المقدر بأسلوب الآثار الثابتة للفترات أفضل من النموذج المقدر بأسلوب المربعات الصغرى المدمجة *pooled least square* .

3.10 تحليل ومناقشة نتائج اختبار كفاءة نموذج الآثار الثابتة للمجاميع والفترات

جدول رقم (14)

يبين اختبار كفاءة الآثار الثابتة للفترات والمجاميع

Redundant Fixed Effects Tests

Pool: Untitled

Test cross-section and period fixed effects

Prob.	d.f.	Statistic	Effects Test
0.0000	(3,13)	45.225602	Cross-section F
0.0000	3	58.483812	Cross-section Chi-square
0.0093	(5,13)	4.959234	Period F
0.0001	5	25.614201	Period Chi-square
0.0000	(8,13)	24.214652	Cross-Section/Period F
0.0000	8	66.393657	Cross-Section/Period Chi-square

نلاحظ من خلال الجدول (14) أعلاه بان قيمة F المحسوبة معنوية وهذا يعني رفض فرضية عدم القائلة بان الآثار الثابتة للمجاميع والفترات مساوية إلى الصفر

أي إنها معنوية معنى ذلك إن النموذج المقدر بأسلوب الآثار الثابتة للفترات والمجاميع أفضل من النموذج المقدر بأسلوب المربعات الصغرى المدمجة pooled least square .

3.11 تحليل ومناقشة نتائج اختبار كفاءة نموذج الآثار العشوائية للفترات

جدول رقم (15)

يبين نتائج اختبار hausman لكفاءة نموذج الآثار العشوائية للفترات

Correlated Random Effects - Hausman Test

Pool: Untitled

Test period random effects

Prob.	Chi-Sq. d.f.	Chi-Sq. Statistic	Test Summary
0.0943	2	4.722221	Period random

** Warning: estimated period random effects variance is zero.

20

Period random effects test comparisons:

Prob.	Var(Diff.)	Random	Fixed	Variable
0.0301	0.086460	1.028277	0.390714	EM?
0.0299	0.050025	0.229940	0.715523	WA?

نلاحظ من خلال الجدول (٥ ١) أعلاه بان القيمة المحسوبة لمربع كأي غير معنوية وذلك لكون القيمة الاحتمالية له أكبر ٠.٠٥ وهذا يعني قبول فرضية عدم القائلة بان الآثار العشوائية للفكر أو غير مرتبطة بالمتغيرات المستقلة معنى ذلك إن النموذج المقدم بأسلوب الآثار العشوائية للفترات أفضل من النموذج المقر بأسلوب الآثار الثابتة له.

3.12- تحليل ومناقشة نتائج اختبار كفاءة نموذج الآثار العشوائية للمجاميع

جدول رقم (16)

يبين نتائج اختبارhausman الكفاءة نموذج الآثار العشوائية للمجاميع

Correlated Random Effects - Hausman Test

Pool: Untitled

Test cross-section random effects

Prob.	Chi-Sq. d.f.	Chi-Sq. Statistic Test Summary
0.0426	2	6.309829 Cross-section random

Cross-section random effects test comparisons:

Prob.	Var(Diff.)	Random	Fixed	Variable
0.1128	0.000242	1.450558	1.475253	EM?
0.1278	0.001962	0.092444	0.159900	WA?

نلاحظ من خلال الجدول (16) أعلاه بان القيمة المحسوبة لمربع كاي معنوية وهذا يعني رفض فرضية عدم القائلة بان الآثار العشوائية للمجاميع غير مرتبطة بالمتغيرات المستقلة معنى ذلك إن النموذج المقدر بأسلوب الآثار الثابتة للمجاميع أفضل من النموذج المقدر بأسلوب الآثار العشوائية له .

3.1- تحليل ومناقشة نتائج اختبار كفاءة نموذج الآثار العشوائية

للمجاميع والفترات .

جدول رقم (17)

يبين نتائج اختبار Hausman لكفاءة نموذج الآثار العشوائية للفترات والمجاميع

Correlated Random Effects - Hausman Test

Pool: Untitled

Test cross-section and period random effects

Prob.	Chi-Sq. d.f.	Chi-Sq. Statistic	Test Summary
1.0000	2	0.000000	Cross-section random
1.0000	2	0.000000	Period random
1.0000	2	0.000000	Cross-section and period random

* Cross-section test variance is invalid. Hausman statistic set to zero.

* Period test variance is invalid. Hausman statistic set to zero.

Cross-section random effects test comparisons:

Prob.	Var(Diff.)	Random	Fixed	Variable
NA	-0.009573	1.313851	1.304989	EM?
NA	-0.006313	0.273751	0.346196	WA?

نلاحظ من خلال الجدول (17) أعلاه بان قيمة مربع كاي غير معنوية وهذا يعني قبول فرضية عدم القائلة بان الآثار العشوائية للمجاميع والفترات غير مرتبطة بالمتغيرات المستقلة معنى ذلك إن النموذج المقدر بأسلوب الآثار العشوائية للفترات والمجاميع أفضل من النموذج المقدر بأسلوب الآثار الثابتة له

3.14 - نتائج اختبار (Lagrange multiplier)

تم استخدام برنامج (Limdep 8) لاختبار كفاءة نموذج الآثار العشوائية للفترات والمجاميع ولم يستخدم نظام (Eviews 5.1) كون هذا الاختبار غير متاح فيه .

1. يبين نتائج اختبار (Lagrange multiplier) لبيان كفاءة نموذج الآثار العشوائية للفترات .

جدول رقم (18)

يبين نتائج اختبار (Lagrange multiplier)

لبيان كفاءة نموذج الآثار العشوائية للفترات

Random Effects Model: $v(i,t) = e(i,t) + u(i)$		
Estimates: Var[e]	=	.138541D+00
Var[u]	=	.822059D-02
Corr[v(i,t),v(i,s)]	=	.056013
Lagrange Multiplier Test vs. Model (3)	=	4.13
(1 df, prob value = .447479)		
(High values of LM favor FEM/REM over CR model.)		
Fixed vs. Random Effects (Hausman)	=	4.31
(2 df, prob value = .116148)		
(High (low) values of H favor FEM (REM).)		
Reestimated using GLS coefficients:		
Estimates: Var[e]	=	.158692D+00
Var[u]	=	.618488D-02
Sum of Squares	=	.308936D+01

نلاحظ من خلال الجدول رقم (18) أعلاه بان قيمة الاختبار والبالغة (4.13) اكبر من القيمة الجدولية والبالغة (3.84146) تحت مستوى معنوية (0.05) ودرجة حرية (1) وهذا معناه رفض فرضية العدم القائلة بان التباين للفترات مساو إلى الصفر أي إن نموذج الآثار العشوائية للفترات أفضل من نموذج الدمج بين البيانات المقطعية والسلاسل الزمنية له .

2. يبين نتائج اختبار (Lagrange multiplier) لبيان كفاءة نموذج الآثار العشوائية للمجاميع

جدول رقم (19)

يبين نتائج اختبار (Lagrange multiplier)

لبيان كفاءة نموذج الآثار العشوائية للمجاميع

Random Effects Model: $v(i,t) = e(i,t) + u(i)$		
Estimates: Var[e]	=	.313062D-01
Var[u]	=	.115455D+00
Corr[v(i,t),v(i,s)]	=	.786687
Lagrange Multiplier Test vs. Model (3)	=	15.65
(1 df, prob value = .000076)		
(High values of LM favor FEM/REM over CR model.)		
Fixed vs. Random Effects (Hausman)	=	.00
(2 df, prob value = .997838)		
(High (low) values of H favor FEM (REM).)		
Reestimated using GLS coefficients:		
Estimates: Var[e]	=	.331682D-01
Var[u]	=	.797642D+00
Var[e] above is an average. Groupwise		
heteroscedasticity model was estimated.		
Sum of Squares	=	.548313D+01

نلاحظ من خلال الجدول رقم (19) أعلاه بأن قيمة الاختبار والبالغة (15.65) أكبر من القيمة الجدولية والبالغة (3.84146) تحت مستوى معنوية (0.05) ودرجة حرية (1) وهذا معناه رفض فرضية العدم القائلة بأن التباين للفترات مساو إلى الصفر أي إن نموذج الآثار العشوائية للمجاميع أفضل من نموذج البيانات المقطعية والسلاسل الزمنية .

3.14 نتائج اختبار (poolability) :

1. تقدير المربعات الصغرى الاعتيادية بالنسبة للمجموعة الأولى :

جدول رقم (20)

يبين نتائج التقدير باستخدام المربعات الصغرى الاعتيادية بالنسبة للمجموعة الأولى

```
--> regress;lhs=log(ou);rhs=one,log(em),log(wa)$
```

Ordinary	least squares regression	Weighting variable = none			
Dep. var. = LOGOU	Mean= 13.13846894	, S.D.= .3795288020			
Model size: Observations =	6, Parameters = 3, Deg.Fr.=	3			
Residuals: Sum of squares=	.4989733527	, Std.Dev.=	.40783		
Fit: R-squared=	.307184, Adjusted R-squared =		-.15469		
Model test: F[2,	3] = .67,	Prob value =	.57667		
Diagnostic: Log-L =	-1.0527, Restricted(b=0) Log-L =		-2.1537		
	LogAmemiyaPrCrt.= -1.388, Akaike Info. Crt.=		1.351		
Autocorrel: Durbin-Watson Statistic =	2.23711,	Rho =	-.11856		
+-----+-----+-----+-----+-----+-----+					
+-----+-----+-----+-----+-----+-----+					
Variable	Coefficient	Standard Error	t-ratio	P[T >t]	Mean of X
+-----+-----+-----+-----+-----+-----+					
	Constant	8.792816129	3.8033304	2.312	.1039
LOGEM	.6268788473	1.0598218	.591	.5958	4.5645178
LOGWA	.1230413090	.32183389	.382	.7277	12.063047

2. تقدير المربعات الصغرى الاعتيادية بالنسبة للمجموعة الثانية .

جدول رقم (21)

بين نتائج التقدير باستخدام المربعات الصغرى الاعتيادية بالنسبة للمجموعة الثانية

```
--> regress;lhs=log(ou);rhs=one,log(em),log(wa)$
```

+-----+-----+-----+-----+-----+-----+					
Ordinary least squares regression Weighting variable = none					
Dep. var. = LOGOU Mean= 10.97864067 , S.D.= .5950290045					
Model size: Observations = 6, Parameters = 3, Deg.Fr.= 3					
Residuals: Sum of squares= .6025789705E-01, Std.Dev.= .14172					
Fit: R-squared= .965962, Adjusted R-squared = .94327					
Model test: F[2, 3] = 42.57, Prob value = .00628					
Diagnostic: Log-L = 5.2890, Restricted(b=0) Log-L = -4.8518					
LogAmemiyaPrCrt.= -3.502, Akaike Info. Crt.= -.763					
Autocorrel: Durbin-Watson Statistic = 2.49605, Rho = -.24803					
+-----+-----+-----+-----+-----+-----+					
Variable	Coefficient	Standard Error	t-ratio	P[T >t]	Mean of X
+-----+-----+-----+-----+-----+-----+					
Constant	8.660275989	.51557818	16.797	.0005	
LOGEM	.8768525404	.13104369	6.691	.0068	1.4526846
LOGWA	.1163393410	.65548811E-01	1.775	.1740	8.9786870
(Note: E+nn or E-nn means multiply by 10 to + or -nn power.)					

3. تقدير المربعات الصغرى الاعتيادية بالنسبة للمجموعة الثالثة

جدول رقم (22)

بين نتائج التقدير باستخدام المربعات الصغرى الاعتيادية بالنسبة للمجموعة الثالثة

```
--> regress;lhs=log(ou);rhs=one,log(em),log(wa)$
```

+-----+-----+-----+-----+-----+-----+					
Ordinary least squares regression Weighting variable = none					
Dep. var. = LOGOU Mean= 4.521518799 , S.D.= 3.512518245					
Model size: Observations = 6, Parameters = 3, Deg.Fr.= 3					
Residuals: Sum of squares= .6751340381 , Std.Dev.= .47439					
Fit: R-squared= .989056, Adjusted R-squared = .98176					
Model test: F[2, 3] = 135.56, Prob value = .00114					
Diagnostic: Log-L = -1.9598, Restricted(b=0) Log-L = -15.5047					
LogAmemiyaPrCrt.= -1.086, Akaike Info. Crt.= 1.653					
Autocorrel: Durbin-Watson Statistic = 2.97906, Rho = -.48953					
+-----+-----+-----+-----+-----+-----+					
Variable	Coefficient	Standard Error	t-ratio	P[T >t]	Mean of X
+-----+-----+-----+-----+-----+-----+					
Constant	5.350692953	2.1271820	2.515	.0865	
LOGEM	1.148973039	.36207562	3.173	.0504	-2.3534237
LOGWA	.6586358634	.45200315	1.457	.2411	2.8465596

4. تقدير المربعات الصغرى الاعتيادية بالنسبة للمجموعة الرابعة

جدول رقم (23)

يبين نتائج التقدير باستخدام المربعات الصغرى الاعتيادية بالنسبة للمجموعة الرابعة

```
--> regress;lhs=log(ou);rhs=one,log(em),log(wa)$
+-----+
| Ordinary least squares regression Weighting variable = none |
| Dep. var. = LOGOU Mean= 11.91085271 , S.D.= .4232732446 |
| Model size: Observations = 6, Parameters = 3, Deg.Fr.= 3 |
| Residuals: Sum of squares= .1090583942 , Std.Dev.= .19066 |
| Fit: R-squared= .878256, Adjusted R-squared = .79709 |
| Model test: F[ 2, 3] = 10.82, Prob value = .04248 |
| Diagnostic: Log-L = 3.5093, Restricted(b=0) Log-L = -2.8082 |
| LogAmemiyaPrCrt.= -2.909, Akaike Info. Crt.= -.170 |
| Autocorrel: Durbin-Watson Statistic = 2.27825, Rho = -.13912 |
+-----+
+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
|Variable | Coefficient | Standard Error |t-ratio |P[|T|>t] | Mean of X|
+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
| Constant | 6.827422808 | 1.1806407 | 5.783 | .0103 |
| LOGEM | .2263965022 | .46112868 | .491 | .6571 | 2.8832947
| LOGWA | .4580176969 | .13418095 | 3.413 | .0420 | 9.6735609
```

وبتطبيق الاختبار بالنسبة للمجاميع وان احصاءة الاختبار هي

$$F_{obs} = \frac{(e'e - \sum e_i^2) / (n-1)K}{\sum e_i^2 / n(T-K)} \sim F[(n-1)K, n(T-K)]$$

بحيث إن

ee: (Pooled least square نموذج بالنسبة لنموذج مربعات الخطأ بالانحدار
المربعات الصغرى (المدمجة وهي مساوية إلى (3.08199)

eiei: : (Panel data) نموذج البيانات بالنسبة لنموذج مربعات الخطأ بالانحدار
المقطعية للمجاميع

وهي تساوي مجموع مربعات الخطأ للمجاميع الأربعة وكما يلي :

$$0.4987335 + 0.60257897 + 0.675134 + 0.1090583942 = 1.88551$$

$$F = \frac{(3.08199 - 1.88551) / (4-1) * 2}{(1.88551) / 4 * (24-2)} = 9.307057$$

بما إن القيمة المحسوبة اكبر من القيمة الجدولية تحت مستوى معنوية (0.05) ودرجة حرية (6, 88) هذا معناه رفض فرضية عدم القائل إن ميل الانحدار بالنسبة للمجاميع متساوي أي إن نموذج البيانات المقطعية غير قابل للدمج بالنسبة للمجاميع .

5. تقدير المربعات الصغرى الاعتيادية بالنسبة للفترة الاولى

جدول رقم (24)

يبين نتائج التقدير باستخدام المربعات الصغرى الاعتيادية بالنسبة للفترة الاولى

```
--> regress;lhs=log(ou);rhs=one,log(em),log(wa)$
```

```
-----
| Ordinary least squares regression Weighting variable = none
| Dep. var. = LOGOU Mean= 11.30976842 , S.D.= 1.409577046
| Model size: Observations = 4, Parameters = 3, Deg.Fr.= 1
| Residuals: Sum of squares= .1863250199E-02, Std.Dev.= .04317
| Fit: R-squared= .999687, Adjusted R-squared = .99906
| Model test: F[ 2, 1] = 1599.05, Prob value = .01768
| Diagnostic: Log-L = 9.6677, Restricted(b=0) Log-L = -6.4735
| LogAmemiyaPrCrt.= -5.726, Akaike Info. Crt.= -3.334
| Autocorrel: Durbin-Watson Statistic = 2.31245, Rho = -.15622
+-----
```

```
+-----+-----+-----+-----+-----+
|Variable | Coefficient | Standard Error | t-ratio | P[|T|>t] | Mean of X|
+-----+-----+-----+-----+-----+
| Constant | 7.165285999 | .35052162 | 20.442 | .0311 |
| LOGEM | .2595503872 | .86786400E-01 | 2.991 | .2054 | 2.4058434
| LOGWA | .4182497553 | .65838333E-01 | 6.353 | .0994 | 8.4161313
+-----+-----+-----+-----+-----+
(Note: E+nn or E-nn means multiply by 10 to + or -nn power.)
```

5. تقدير المربعات الصغرى الاعتيادية بالنسبة للفترة الثانية

جدول رقم (25)

يبين نتائج التقدير باستخدام المربعات الصغرى الاعتيادية بالنسبة للفترة الثانية

```
--> regress;lhs=log(ou);rhs=one,log(em),log(wa)$
```

```
+-----+-----+-----+-----+-----+
| Ordinary least squares regression Weighting variable = none
| Dep. var. = LOGOU Mean= 10.78102968 , S.D.= 3.007894798
| Model size: Observations = 4, Parameters = 3, Deg.Fr.= 1
| Residuals: Sum of squares= .1624402834E-01, Std.Dev.= .12745
| Fit: R-squared= .999402, Adjusted R-squared = .99820
| Model test: F[ 2, 1] = 834.95, Prob value = .02446
| Diagnostic: Log-L = 5.3369, Restricted(b=0) Log-L = -9.5054
| LogAmemiyaPrCrt.= -3.560, Akaike Info. Crt.= -1.168
| Autocorrel: Durbin-Watson Statistic = .92079, Rho = .53960
+-----+-----+-----+-----+-----+
+-----+-----+-----+-----+-----+
|Variable | Coefficient | Standard Error | t-ratio | P[|T|>t] | Mean of X|
+-----+-----+-----+-----+-----+
| Constant | .7893472931 | .66182508 | 1.193 | .4442 |
| LOGEM | -.7997246836 | .19424320 | -4.117 | .1517 | 2.2158977
| LOGWA | 1.381870581 | .12675217 | 10.902 | .0582 | 8.5129466
+-----+-----+-----+-----+-----+
```

7. تقدير المربعات الصغرى الاعتيادية بالنسبة للفترة الثالثة

جدول رقم (26)

يبين نتائج التقدير باستخدام المربعات الصغرى الاعتيادية بالنسبة للفترة الثالثة

```
--> regress;lhs=log(ou);rhs=one,log(em),log(wa)$
```

Ordinary	least squares regression	Weighting variable = none
Dep. var. = LOGOU	Mean= 10.23673964	, S.D.= 2.803953987
Model size: Observations =	4	Parameters = 3, Deg.Fr.= 1
Residuals: Sum of squares=	.2144787990	, Std.Dev.= .46312
Fit: R-squared=	.990907	Adjusted R-squared = .97272
Model test: F[2,	1] = 54.49	Prob value = .09536
Diagnostic: Log-L =	.1759	Restricted(b=0) Log-L = -9.2245
	LogAmemiyaPrCrt.=	-.980, Akaike Info. Crt.= 1.412
Autocorrel: Durbin-Watson Statistic =	1.83400	Rho = .08300

Variable	Coefficient	Standard Error	t-ratio	P[T >t]	Mean of X
Constant	4.741793267	1.7799842	2.664	.2286	
LOGEM	.2049960184	.45015825	.455	.7280	1.4728285
LOGWA	.6711621650	.31006029	2.165	.2755	7.7373587

8. تقدير المربعات الصغرى الاعتيادية بالنسبة للفترة الرابعة

جدول رقم (27)

يبين نتائج التقدير باستخدام المربعات الصغرى الاعتيادية بالنسبة للفترة الرابعة

```
--> regress;lhs=log(ou);rhs=one,log(em),log(wa)$
```

Ordinary	least squares regression	Weighting variable = none
Dep. var. = LOGOU	Mean= 9.140906907	, S.D.= 5.347747791
Model size: Observations =	4	Parameters = 3, Deg.Fr.= 1
Residuals: Sum of squares=	.6331267368	, Std.Dev.= .79569
Fit: R-squared=	.992620	Adjusted R-squared = .97786
Model test: F[2,	1] = 67.26	Prob value = .08590
Diagnostic: Log-L =	-1.9890	Restricted(b=0) Log-L = -11.8071
	LogAmemiyaPrCrt.=	.103, Akaike Info. Crt.= 2.494
Autocorrel: Durbin-Watson Statistic =	.94745	Rho = .52628

Variable	Coefficient	Standard Error	t-ratio	P[T >t]	Mean of X
Constant	-13.12808098	8.6932065	-1.510	.3724	
LOGEM	-2.586975464	1.6544317	-1.564	.3622	1.0890469
LOGWA	3.151255495	1.3164749	2.394	.2519	7.9607400

9. تقدير المربعات الصغرى الاعتيادية بالنسبة للفترة الخامسة

جدول رقم (28)

يبين نتائج التقدير باستخدام المربعات الصغرى الاعتيادية بالنسبة للفترة الخامسة

--> regress;lhs=ou;rhs=one,em,wa\$

-----+-----					
---+					
Ordinary	least squares regression	Weighting variable = none			
Dep. var. = OU	Mean= 4.123499975	, S.D.= 2.422306093			
Model size: Observations =	4	Parameters =	3	Deg.Fr.=	
	1				
Residuals: Sum of squares=	.3104654794	, Std.Dev.=			
	.55719				
Fit: R-squared=	.982363	Adjusted R-squared =			
	.94709				
Model test: F[2,	1]	= 27.85,	Prob value =		
	.13281				
Diagnostic: Log-L =	-.5638	Restricted(b=0) Log-L =		-	
	8.6393				
LogAmemiyaPrCrt.=	-.610	Akaike Info. Crt.=			
	1.782				
Autocorrel: Durbin-Watson Statistic =	2.02334,	Rho =		-	
	.01167				
-----+-----					
---+					
-----+-----+-----+-----+-----+-----					
---+					
Variable	Coefficient	Standard Error	t-ratio	P[T >t]	Mean of X
-----+-----+-----+-----+-----+-----					
---+					
Constant	1.003419986	2.6161836	.384	.7668	
EM	.4916011721	1.0294598	.478	.7164	
	.57499997				
WA	.7421944215	.83207453	.892	.5363	
	3.8230001				

$$F_{\text{adj}} = \frac{(\hat{e}'e - \sum \hat{e}_i' e_i) / (T-1)K}{\sum \hat{e}_i' e_i / T(n-K)} = F[(T-1)K, T(n-K)]$$

تمثل مجموع مربعات الخطأ بالنسبة (Pooled least square) ee: نموذج
المربعات الصغرى والمدمجة وهي مساوية إلى (٣.٠٨١٩٩) تمثل مجموع مربعات
الخطأ بالنسبة لنموذج البيانات (Panel data) etet: المقطعية للفترات وهي تساوي
مجموع مربعات الخطأ للفترات الستة وكما يلي:

$$etet=0.186+0.162+0.215+0.633+0.311+0.754=2.261$$

$$F = \frac{(3.08199 - 2.261) / (6 - 1) * 2}{(2.261) / 6(24 - 2)} = 9.30706$$

بما إن القيمة المحسوبة أكبر من القيمة الجدولية تحت مستوى معنوية ٠.٠٥)
ودرجة حرية (١٣٢ ، ١٠.) هذا معناه رفض فرضية العدم القائلة إن ميل الانحدار
بالنسبة للفترات متساوي أي إن نموذج البيانات المقطعية غير قابل للدمج بالنسبة
للفترات.

ملخص البحث

تتشر البيانات الإحصائية بشكلين رئيسيين هما البيانات السنوية و البيانات المقطعية
فالأول عبارة عن ترتيب الأرقام بشكل مجاميع سنوية تنشر بشكل دوري كل سنة إما
البيانات المقطعية فهي بيانات تصدر بين فترات زمنية قد تكون متساوية أو مجاميع
متساوية وفي هذه الحالة تسمى بيانات مقطعية متزنة (balanced panel) أو
فترات ومجاميع غير متساوية وهذه تسمى بيانات مقطعية غير متزنة (
unbalanced panel data) وذلك حسب طبيعة الأنشطة التي تعبر عنها هذه
البيانات وقد تم الاعتماد في هذا البحث على البيانات المقطعية المتزنة متمثلة بالقطاع
والعام، المختلط، التعاوني ، الخاص للفترة ٢٠٠٠_٢٠٠٥ للمنشآت الصناعية
الكبيرة في العراق ومن هنا تأتي أهمية البحث في بيان مساهمة كل قطاع من هذه
القطاعات في العملية الإنتاجية وذلك باستخدام نموذج الانحدار اللوغاريتمي بحيث
تمثل المتغيرات المستقلة وقيمة الأجور و الرواتب المدفوعة، عدد العمالة أما بالنسبة
للمتغير المعتمد فقد كان متمثل بقيمة الإنتاج وقد تم استخدام أسلوب (pooled

least square (في التقدير بالإضافة إلى نماذج الآثار الثابتة والعشوائية للفترات والمجاميع والمقارنة بينهم وبيان مدى كفاءة كل نموذج وذلك باستخدام برنامج الاقتصاد القياسي (LIMDEP 8.0, Eviews ٥.١) وعلى هذا الأساس فقد قسم البحث إلى الباب الأول والمتضمن المقدمة وأهمية البحث والهدف وفرضيات البحث بالإضافة إلى نبذة تاريخية عن تطور بعض المؤشرات الاقتصادية للمنشآت الصناعية الكبيرة في أقر أما الباب الثاني فقد استعرض فيه الباحثان الجانب النظري لنماذج البيانات المقطعية والآثار الثابتة والعشوائية للفترات و المجاميع بالإضافة إلى الاختبارات المستخدمة في تحديد كفاءة تلك النماذج في حين تضمن الباب الثالث الجانب التطبيقي والمتمثل بعرض ومناقشة النتائج أما الباب الرابع فقد تملك بالاستنتاجات التي توصل إليها الباحثان والمتضمنة معنوية الآثار الثابتة والعشوائية للمجاميع والتوصيات والتي تشمل ضرورة رفع مساهمة عنصر العمل في العملية الإنتاجية من خلال الدورات التدريبية وتطوير مساهمة الأجور وذلك من خلال زيادة المكافآت و الحوافز وزيادة الرواتب.

الاستنتاجات

من خلال النتائج السابقة تم التوصل إلى النقاط التالية:

- نتائج الاختبار:

١.١- اختبار F لكفاءة نموذج الآثار الثابتة Fixed grouped effect

١- النموذج المقدم بأسلوب الآثار الثابتة للمجاميع Fixed group effect (افضل من

النموذج المقدر بأسلوب المربعات الصغرى المدمجة Pooled least square

٢- النموذج المقدر بأسلوب الآثار الثابتة للفترة أ Fixed time effect (افضل من

النموذج المقدر بأسلوب المربعات الصغرى المدمجة Pooled least square

٣ . النموذج المقدر بأسلوب الآثار الثابتة للفترات و المجاميع Fixed time group effect أفضل من النموذج المقدر بأسلوب المربعات الصغرى المدمجة pooled least square

ب. اختبار H ausman لكفاءة نموذج الآثار العشوائية

١ - النموذج المقدر بأسلوب الآثار العشوائية للفترة $Randlnm$ time effect أفضل من النموذج المقدر بأسلوب الآثار الثابتة له.

٢ . النموذج المقدر بأسلوب الآثار الثابتة للمجاميع $Fixed$ group effect أفضل من النموذج المقدر بأسلوب الآثار العشوائية له.

٣ . النموذج المقدر بأسلوب الآثار العشوائية للفترة $Random$ time و المجاميع $group$ effect أفضل من النموذج المقدر بأسلوب الآثار الثابتة له.

ج- اختبار $Lagrange$ multiplier

أ. النموذج المقدر بأسلوب الآثار العشوائية للفترة At أفضل من نموذج الدمج بين البيانات المقطعية والسلاسل الزمنية.

٢ . النموذج المقدر بأسلوب الآثار العشوائية للمجاميع أفضل من نموذج الدمج بين البيانات المقطعية والسلاسل الزمنية.

د. اختبار $Poolability$

١ . نموذج البيانات المقطعية غير قابل للدمج بالنسبة للمجاميع.

٢ . نموذج البيانات المقطعية غير قابل للدمج بالنسبة للفترة At .

التوصيات:

من خلال النتائج السابقة يوصي الباحثان بما يأتي:

١ . بما إن مساهمة عنصر العمل أكبر من مساهمة عنصر الأجور في العملية

الإنتاجية لذلك ينبغي زيادة الاهتمام به وذلك من خلال التدريب والتأهيل

٢ . ضرورة رفع مساهمة عنصر الأجور في العملية الإنتاجية وذلك من خلال

زيادة الرواتب ومنح الحوافز والمكافآت.

المصادر

١- المصادر العربية:

١. الاتحاد (٢٠٠٥)، انخفاض عدد المنشآت الصناعية الكبيرة مقابل زيادة عدد العاملين فيها، الصحيفة المركزية للاتحاد الوطني الكردستاني، جريدة يومية سياسية
٢. وزارة التخطيط العراقية/ لجهاز المركز ي للإحصاء/ المجموع الإحصائية السنوية ٢٠٠٧

المصادر الأجنبية:

- 1.Erik,biorn2005constructing panel data estimators by aggregation moment estimator and suggested synthesis,Discussion papers no.420,statistics Norway
- 2.Hun myoung2008,linear regression models for panel data using sas state limdep,Indiana university
- 3.Jurgen(2006),pane1 data estimation using dpd for ox,Nuftield college,oxford,London
- 4-Nathaniel2001,rondom coefficient models for time series and cross section data,Emory university
- 5-Nathaniel beck (2004),panel deta new york university
- 6-quantitative micro software2005,Eviews 5.1 user guide,printed in the US
- 7.Robert2003,Aprimer for panel data analysis produced by new York university
- 8.William2004,Econometric analysis of panel data,department of economics stern school of business.