بعض النماذج الخاصة بـ Panel Data لنمذجة اجمالي الناتج المحلي (GDP) في الأقتصاد العراقي

أ.م. خولة حسين الوكيل *

المستخلص :

يتناول البحث استعمال النماذج الخاصة ببيانات (Panel) الثابتة (Fixed) والمتغيرة (Random) وتطبيقاتها لدراسة تأثير الأستثمارات الرأسمالية وحجم العمالة على الناتج المحلي الاجمالي (Gross Domestic Product) (GDP) لعدد من القطاعات (الزراعة ، الصناعة ، الماء والكهرباء ، البناء التشييد ، النقل والمواصلات ، المال والتأمين) وللفترة من (1992-2009) إذ ان من المعروف كلما زاد الناتج المحلي الأجمالي كلما زاد حجم الاقتصاد الكلي وبالتالي يزداد حجم الدخل الكلي ويزداد دخل الفرد وبذلك سيتوسع النشاط الأقتصادي . وقد ظهر حسب اختبار هاسمان تفوق الأنموذج الثابت لمثل تلك البيانات على الأنموذج العشوائي ، كما ان الأنموذج الثالث (قطاع الماء والكهرباء) له تأثير على الناتج المحلي الأجمالي حيث بلغت قيمة معامل التحديد (R^2) 86% وهو افضل قطاع لأمتلاكه اقل MSE ، كما ان الأنموذج الخاص لكل من قطاع (الصناعة ، النقل والمواصلات) يعاني من مشكلة عدم تجانس التباين ولمعالجة هذه المشكلة تم اخذ الأنموذج Fixed with Robust .

الكلمات المفتاحية : البيانات المزدوجة ، أنموذج التأثير الثابت ، أنموذج التأثير العشوائي ، الأخطاء المعيارية الحصينة ، فرضية التجانس الهيكلي ، اختبار هاسمان ، اختبار تجانس التباين .

Abstract :

This research discusses the use of special model data (Panel) that consist of (Fixed) and (Random) , and their application it to study the effect of capitalism investment and the size of the labor on the Gross Domestic Product (GDP) for a number of sectors (Agriculture, Industry, Water and Electricity, Building and Construction, Transportation, Financial and Insurance) for the period (1992-2009) , since it's been known the more increment in GDP will lead to more increment of the total economy and thus increasing the overall size of the income and increasing the individual income , so the economic activity will be expanded . it has appeared accoroling Hausman test that the Fixed models for such data has an on the Random model, while the third model (Water and Electricity Sector) have influence on Gross Domestic Product as the value of the coefficient of determination (R2) 86 , while it's the best sector because it's having less MSE also the specialized model of both the industry and the transportation sectors suffer from the problem of non- homogeneity of variance and to solve this problem we will use Fixed with Robust model.

Keywords : Panel data model , Fixed effect model , Random effect model , Robust standard error , Testing of Structural homogenous test , Hausman test , Test of homogeneity of variance .

* الجامعة المستنصرية / كلية الادارة والاقتصاد .

تأريخ استلام البحث 2016/6/1
تأريخ قبول النشر 2016/8/18

1- المقدمة Introduction

يعد اجمالي الناتج المحلي (GDP) اهم المؤشرات الاقتصادية واكثرها شمولية ويراقبها الكثير حتى يتمكنوا من اتخاذ القرارات الأقتصادية وهو تعبير عن قوة الاقتصاد ، فالدولة تستخدم هذه المؤشرات في تحديد معدل الفائدة لدى البنوك وتحديد حجم الانفاق . أما الافراد فيستخدمونها في معرفة حجم فرص العمل المتاحة وماهي القطاعات الواعده ليلجأو اليها ، واخيراً المستثمرين حيث تمكنهم من اداء مقارنة بين دولة وأخرى لمعرفة اي منهم يعد اقتصاد واعد وسياسات الانفاق بها حتى يتمكنوا من تحقيق اكبر قدر من الارباح خلال اقصر مدة ممكنة ، ويعد الناتج المحلي الاجمالي البوصلة الرئيسة للنشاط الاقتصادي يراقبه دائماً المستثمرين لأتخاذ القرار لأستثماراتهم .

ونظراً لأهميته تم دراسة بيانات مقاطع عرضية مع سلسلة زمنية وتسمى بيانات Panel (حيث ظهر هذا النوع من البيانات لأول مرة عام 1960 ضمن مسوحات أجريت في الولايات المتحدة) عن تأثير الاستثمارات الرأسمالية وحجم العماله على اجمالي الناتج المحلي في الاقتصاد العراقي للمدة الزمنية (1992-2009) وتحليلها احصائياً (بعد اجراء الاختبارات اللازمة) للمقارنة بين طرائق التقدير للبيانات المزدوجة .

وقد تطرق العديد من الباحثين في هذا المجال منهم : الحسناوي [1] ، Pard,H.M[9] ، Greene[5] وآخرون .

2-1 مشكلة البحث Problem of Research

تتلخص مشكلة البحث في نمذجة بيانات Panel لبيانات تأثير المتغيرات التوضيحية على متغير الأستجابة ، إذ سيتم دراسة تأثير الأستثمارات الرأسمالية وحجم العمالة على الناتج المحلي العراقي اذ يتألف من عدد من القطاعات (الزراعة ، الصناعة ، الماء والكهرباء) ولفترة زمنية محددة (1992-2009) وهذا يتطلب استخدام نماذج خاصة تتلائم مع تلك البيانات (Panel) .

3-1 هدف البحث Objective of Research

يهدف البحث الى استعمال بعض النماذج الأحصائية الخاصة لبيانات Panel (الثابتة Fixed ، والمتغيرة Random ، والثابتة الحصينة Fixed with Robust) مع اجراء الأختبارات التي تخص هذه النماذج وطرائق تقدير معلمات تلك النماذج ، لدراسة تأثير الأستثمارات الرأسمالية وحجم العمالة على الناتج المحلي العراقي ، لعدد من القطاعات ولفترة زمنية (1992-2009) .

2- الجانب النظري

1-2 مقدمة Introduction

سيتم في هذا الجانب توضيح لبيانات (Panel Data) وللنماذج التي تمثل هذه البيانات ، والمتمثلة بأنموذج التأثير الثابت وأنموذج التأثير العشوائي والأختبارات التي تخص هذه النماذج .

2-2 نماذج البيانات المزدوجة Panel Data Model [10],[1]

أن البيانات المزدوجة (Panel) تتكون من بيانات مقطعية وبيانات سلاسل زمنية (Time Series – Cross Sectional Data) ويتم ملاحظة سلوك فئات هذه البيانات عبر مدة زمنية ، تلك الفئات قد تكون (دول ، شركات ، ولايات ، ... الخ) كما ان المشاهدات من الفئة نفسها تكون مرتبطة وان الارتباط هو الصفة المميزة لهذه البيانات ، كما تعرّف ايضاً بالبيانات الطولية (Longitudinal Data) ، وقد درس الباحث (Beck) هذه البيانات وبين الفرق بينهما حيث اوضح الباحث ان بيانات (Panel) وهي احد انواع البيانات الطولية مشابهة لبيانات Time Series – Cross Sectional Data (TSCS) من حيث شكل البيانات ولكن الاولى لها عدد كبير من المقاطع العرضية (n) ومدد زمنية (T) ، بينما الثانية اي بيانات (TSCS) لها عدد من المقاطع العرضية ولكن ليس كبيراً مقارنة ببيانات (Panel) وحجماً ملائماً من المدة الزمنية ، إي ان الخصائص التقاربية لمقدرات كلا النوعين من البيانات يتحقق عندما عدد المقاطع العرضية (n) كبير والسلسلة الزمنية (T) عدداً ثابتاً ، كما ان البيانات المزدوجة تمتلك تأثير المجموعة (Group effects) (المقطع العرضي) أو تمتلك تأثيرات الزمن (Time effects) او تمتلك كلاهما ، وهذه التأثيرات قد تكون من النوع الثابت (Fixed Effects) أو من النوع العشوائي (Random Effects) ونتيجة لذلك فهناك نوعان من الأنموذج الممثل للبيانات وهما :

1. أنموذج التأثير الثابت (Fixed effects Model)
2. أنموذج التأثير العشوائي (Random effects Model)

يفترض أنموذج التأثير الثابت اختلاف الحدود الثابتة خلال المجاميع (المقاطع العرضية) أو خلال وحدات الزمن ، بينما يفترض أنموذج التأثير العشوائي اختلاف تباينات الخطأ العشوائي ، وبذلك قد يكون لدينا أنموذج بأتجاه واحد (One Way Model) يحتوي على مجموعة واحدة من المتغيرات الوهمية (Dummy Varibles) ، او قد يكون أنموذج بأتجاهين (Two Way Model) بأحتواءه على مجموعتين من المتغيرات الوهمية . وأن الأنموذج بأتجاه واحد هو الاكثر شيوعاً عند الباحثين ، واالبحث يركز على ذلك .

1-2-2 أنموذج التأثير الثابت [9],[7],[2] Fixed Effects Model

أن هذا الأنموذج يفترض اختلاف الحدود الثابتة خلال المقاطع العرضية خلال وحدات الزمن وللوصول الى الصيغة الرياضية للأنموذج يكون كالأتي .

نفترض أن أنموذج الانحدار هو :

$$Y_{nt} = (\gamma + \mu_n) + \beta' X_{nt} + U_{nt} \quad , t = 1, \dots, T \, , n = 1, \dots, N \quad \dots (1)$$

ويمكن اعادة كتابته :

$$Y_{nt} = \gamma_n + \beta' X_{nt} + U_{nt} \quad , t = 1, \dots, T \, , n = 1, \dots, N \quad \dots (2)$$

إذ ان :

Y_{nt} : يمثل المشاهدة (t) من مشاهدات متغير الأستجابة الخاص بالمقطع العرضي (n) .

γ_n : يمثل معلمة الحد الثابت لأنموذج الانحدار الخاص بالمقطع العرضي (n) .

β' : متجه صفي ابعاده (1*m) ويضم معلمات الانحدار $(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_m)$ الخاصة بأنموذج انحدار المقطع العرضي (n) .

X_{nt} : تمثل مصفوفة المتغيرات التوضيحية الخاصة بالمقطع العرضي (n) وعند الزمن (t) .

U_{nt} : يمثل الخطأ العشوائي للمقطع العرضي (n) وعند الزمن (t) ، وأن الخطأ العشوائي يتوزع توزيعاً طبيعياً متماثلاً ومستقلاً بمتوسط صفر وتباين (σ_u^2) اي ان :

$$U_{nt} \sim i.i.d \; N(0, \sigma_u^2) \; \forall \; t = 1, \dots, T$$

وبأستخدام المصفوفات يمكن وضع الأنموذج (2) كالأتي :

$$Y_n = k\,\gamma_n + X_n \beta + U_n \quad , \quad \dots (3)$$

إذ ان :

Y_n : متجه عمودي ابعاده (T*1) من مشاهدات متغير الأستجابة للمقطع العرضي (n) .

X_n : مصفوفة ابعادها (T*m) من مشاهدات المتغيرات التوضيحية للمقطع العرضي (n) .

β : متجه عمودي ابعاده (m*1) لمعلمات الأنحدار للمقطع العرضي (n) .

k : متجه عمودي احادي ابعاده (T*1) .

γ_n : معلمة الحد الثابت لأنموذج انحدار المقطع العرضي (n) .

U_n : متجه عمودي ابعاده (T*1) للأخطاء العشوائية للمقطع العرضي (n) .

ويمكن تعميم الأنموذج (3) لـ j من المقاطع العرضية وكالأتي :

$$\begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ Y_3 \\ \vdots \\ Y_j \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} k & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & k & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & k & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & 0 & k \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \gamma_1 \\ \gamma_2 \\ \gamma_3 \\ \vdots \\ \gamma_j \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ X_3 \\ \vdots \\ X_j \end{bmatrix} \beta + \begin{bmatrix} U_1 \\ U_2 \\ U_3 \\ \vdots \\ U_j \end{bmatrix} \quad , \dots (4)$$

والأنموذج (4) يسمى أنموذج التأثير الثابت (Fixed effects Model) وان عدد المشاهدات فيه تصبح (N=jT) .

1-1-2-2 أنموذج التأثير داخل المقطع العرضي [9],[5] Within Effects Model

يستخدم فيه انحرافات المشاهدات عن الاوساط الحسابية للمقاطع العرضية ، فبذلك تكون صيغة الأنموذج كالأتي :

$$(Y_{nt} - \overline{Y}_n) = \boldsymbol{\beta}'(X_{nt} - \overline{X}) + (U_{nt} - \overline{U}) \quad , t = 1, \dots, T \quad , n = 1, \dots, N \quad \dots (5)$$

وبتعميم الأنموذج (5) لـ j من المقاطع العرضية نحصل على أنموذج التأثير داخل المقطع العرضي .

2-1-2-2 أنموذج التأثير بين المقاطع العرضية [9],[5] Between Effects Model

هو أنموذج يستخدم الاوساط الحسابية للمقاطع العرضية كمشاهدات للمتغير المعتمد عليه يكون عدد المشاهدات (حجم العينة) مساوياً الى (j) .

ان عملية تقدير المعلمات لأنموذج التأثير الثابت تعتمد على عدد المقاطع العرضية (j) من حيث عددها صغيراً ام كبير ، لذا تكون عملية التقدير تبعاً لذلك وكالأتي :

أ - عدد المقاطع العرضية (n) صغيراً [6],[5],[1]

تتم عملية تقدير معلمات الأنموذج دفعة واحدة اي تشمل معلمات الأنحدار والحدود الثابتة لكل المقاطع العرضية إذ يمكن كتابة الأنموذج (4) كالأتي :

$$Y = [Z \quad X] \begin{bmatrix} \gamma \\ \beta \end{bmatrix} + U \ , \dots (6)$$

إذ ان

$$Z = I_n \otimes K$$

إذ ان $\otimes$: تعني ضرب كرونكر

$$Y = SV + U \ , \dots . . (7)$$

إذ ان :

Y : متجه ابعاده (N*1) متغير الاستجابة .

S : مصفوفة ابعادها ((N*(n+m)) وهي المتغيرات التوضيحية .

V : متجه ابعاده ((n+m)*1) وهي معلمات الأنموذج وتحتوي على الحدود الثابتة لكل المقاطع العرضية

U : متجه ذو رتبة (N*1) هو الخطأ العشوائي ، $U \sim N\left(0, \sigma^2_{I,N}\right)$

من معادلة (7) فأن :

$$EY = SV \ , \qquad EU = 0$$

حالة تجانس التباين $\qquad Var - COV(Y) = \sigma_u^2 \, I_n = \Sigma \ ,$

ويمكن تقدير المعادلة (7) بطريقة الامكان الاعظم (ML) كالأتي :

$$L(Y/\, v, g) = \prod_{i=1}^{n} f(Y_i) \ , \dots (8)$$

$$L(Y/\, v, g) = \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}}\right)^N \frac{1}{|\Sigma|^{1/2}} \, exp\left\{-\frac{1}{2}(Y - EY)'\Sigma^{-1}(Y - EY)\right\}$$

$$= \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}}\right)^N \frac{1}{(\sigma^2)^{1/2}} \, exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2}(Y - SV)'(Y - SV)\right\}$$

Let g = σ^{-2}

$$L(Y/\, v, g) = (\pi)^{-0.5N}(0.5)^{0.5N} \; g^{0.5N} \, exp[-0.5g(Y - SV)'(Y - SV)] \ , (9)$$

إذ ان :

$$v = [\gamma'\beta'], S = [Z \; X] = \left[\left(P_j \otimes K\right)X\right]$$

علماً ان الاشارة $\otimes$ تعني ضرب كرونكر .

وبأخذ اللوغارتم الطبيعي للدالة (9) نحصل على :

$$L_n L = 0.5N \, (L_n 0.5 - L_n \pi) + 0.5N L_n g - 0.5g \, (Y - SV)'(Y - SV), \dots (10)$$

وبأخذ التفاضل الجزئي للدالة (10) بالنسبة للمعلمات (V) وجعل المشتقات الجزئية مساوية للصفر ومن ثم حل المعادلات نحصل على :

$$\widehat{V} = (S'S)^{-1} S'Y \ , \dots (11)$$

$$\widehat{V} = \begin{bmatrix} (I_n \otimes K)'(I_n \otimes K) & (I_n \otimes K)'X \\ X'(I_n \otimes K) & X'X \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} (I_n \otimes K)'Y \\ X'Y \end{bmatrix}, \dots (12)$$

إذ ان :

$$(I_n \otimes K)'(I_n \otimes K) = I_n \otimes K'K = I_n \otimes T = TI_n$$

وبالتعويض في المعادلة (12) نحصل على :

$$\widehat{V} = \begin{bmatrix} \widehat{\gamma} \\ \widehat{\beta} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} TI_n & (I_n \otimes K)'X \\ X'(I_n \otimes K) & X'X \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} (I_n \otimes K)'Y \\ X'Y \end{bmatrix}, \dots (13)$$

ان الصيغة (13) تمثل مقدرات (ML) لمعلمات الأنحدار والحدود الثابتة لجميع المقاطع العرضية دفعة واحدة وهي مقدرات غير متحيزة ، ويمكن ان نثبت ذلك كما يأتي :

$$\widehat{\mathbf{V}} = (\mathbf{S}'\mathbf{S})^{-1}\mathbf{S}'Y \quad \text{اذ ان} \quad Y = SV + U$$

$$\widehat{\mathbf{V}} = (\mathbf{S}'\mathbf{S})^{-1}\mathbf{S}'(\mathbf{SV} + \mathbf{U}) == (\mathbf{S}'\mathbf{S})^{-1}(\mathbf{S}'\mathbf{S})\mathbf{V} + (\mathbf{S}'\mathbf{S})^{-1}\mathbf{S}'\mathbf{U}$$

$$\mathbf{E}\widehat{\mathbf{V}} = \mathbf{IV} + (\mathbf{S}'\mathbf{S})^{-1}\mathbf{S}'\mathbf{EU} = \mathbf{V} + \mathbf{0} = \mathbf{V}$$

أما مصفوفة التباين والتباين المشترك للمتجه ($\widehat{V}$) فهي:

$$Var - COV(\widehat{V}) = \mathbf{E}(\widehat{\mathbf{V}} - \mathbf{E}\widehat{\mathbf{V}})(\widehat{\mathbf{V}} - \mathbf{E}\widehat{\mathbf{V}})'$$

$$= \mathbf{E}((\mathbf{S}'\mathbf{S})^{-1}\mathbf{S}'Y - V)((\mathbf{S}'\mathbf{S})^{-1}\mathbf{S}'Y - V)'$$

$$Since \ \widehat{\mathbf{V}} = (\mathbf{S}'\mathbf{S})^{-1}\mathbf{S}'Y \ , \quad \mathbf{E}\widehat{\mathbf{V}} = \mathbf{V}$$

$$= \mathbf{E}((\mathbf{S}'\mathbf{S})^{-1}\mathbf{S}'(\mathbf{SV} + \mathbf{U}) - V)((\mathbf{S}'\mathbf{S})^{-1}\mathbf{S}'(\mathbf{SV} + \mathbf{U}) - V)'$$

$$Since \quad Y = \mathbf{SV} + \mathbf{U}$$

$$= \mathbf{E}((\mathbf{S}'\mathbf{S})^{-1}\mathbf{S}'\mathbf{SV} + (\mathbf{S}'\mathbf{S})^{-1}\mathbf{S}'U - V)((\mathbf{S}'\mathbf{S})^{-1}\mathbf{S}'\mathbf{SV} + (\mathbf{S}'\mathbf{S})^{-1}\mathbf{S}'U - V)'$$

$$= \mathbf{E}(\mathbf{V} + (\mathbf{S}'\mathbf{S})^{-1}\mathbf{S}'U - V)(\mathbf{V} + (\mathbf{S}'\mathbf{S})^{-1}\mathbf{S}'U - V)'$$

$$= \mathbf{E}((\mathbf{S}'\mathbf{S})^{-1}\mathbf{S}'\mathbf{UU}'S(\mathbf{S}'\mathbf{S})^{-1})$$

$$= ((\mathbf{S}'\mathbf{S})^{-1}\mathbf{S}'\mathbf{EUU}'S(\mathbf{S}'\mathbf{S})^{-1})$$

$$= (S'S)^{-1}S'\sigma^2 IN\ (S'S)^{-1}$$

$$Var - COV(\widehat{V}) = \sigma_u^2\ (S'S)^{-1} \quad , \dots (14)$$

ب- عدد المقاطع العرضية (n) كبيراً [4],[5],[11]

عندما تكون عدد المقاطع العرضيه (n) كبيراً عندئذ يتم التقدير للمعلمات على مرحلتين الاولى تشمل تقدير معلمات الانحدار لكل المقاطع العرضية والثانية تقدير الحدود الثابتة بالأعتمادعلى مقدرات المرحلة الاولى ولتوضيح التقدير نعيد كتابة الأنموذج (6) بدلالة الانحدار المجزأ وكالأتي :

$$Y = Z\gamma + X\beta + U \quad , \dots (15)$$

إذ ان :

Y : متجه عمودي ابعاده (N*1) وهو متغير الاستجابة في أنموذج التأثير الثابت .

Z : مصفوفة ابعادها (N*n) وهو المتغير الوهمي لأنموذج التأثير الثابت .

γ : متجه عمودي ابعاده (n*1) معلمات الحدود الثابتة لأنموذج التأثير الثابت .

X : مصفوفة ابعادها (N*m) المتغيرات التوضيحية لأنموذج التأثير الثابت .

β : متجه عمودي ذو مرتبة (m*1) معلمات الانحدار لأنموذج التأثير الثابت .

U : متجه عمودي ذو مرتبة (N*1) الخطأ العشوائي .

عندما يكون عدد المقاطع العرضية كبيراً تظهر صعوبة في عملية التقدير ولحل هذه الحالة يتم تقدير معلمات الانحدار فقط كمرحلة اولى اي يستخدم التقدير حول نقطة المتوسط اي بدلالة الانحرافات وكالأتي :

$$\begin{pmatrix} QY = QZ\gamma + QX\beta + QU \\ QY = QX\beta + QU \end{pmatrix}, \dots (16)$$

إذ ان :

$$Q = I_n - Z(Z'Z)^{-1}Z' = \begin{vmatrix} Q_T & \dots & 0 \\ 0 & Q_T & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & \dots & Q_T \end{vmatrix} = (I_n \otimes Q_T), \dots (17)$$

وان :

$$Q_T = I_T - \frac{1}{T}(KK'), \dots (18)$$

ان المصفوفة المعرفة في المعادلة (18) تدعى مصفوفة التحويل (Transformation matrix) لأنها تحول بيانات المتغيرات التوضيحية ومدة الاستجابة في المقطع العرضي بصيغة الانحرافات عن نقطة المتوسط وهي مصفوفة مربعة متماثلة صماء .

اي ان : $1 - Q_T = Q_T' \rightarrow Q = Q'$

2- $Q_T Q_T' = Q_T' Q_T = Q_T \rightarrow Q\,Q' = Q'Q = Q$

وعند استخدام طريقة الامكان الاعظم (ML) لتقدير معلمات الأنموذج نحصل على

$$b_{MLd} = [X'QX]^{-1}[XQY] = [X'(I_n \otimes Q_T)X]^{-1}[X'(I_n \otimes Q_T)Y], \dots (19)$$

اما مقدرات الحدود الثابتة (γ) في الأنموذج (15) فيمكن الحصول عليها عن طريق حل المعادلات الطبيعية لأنموذج الانحدار وكالأتي :

$$Z'Z\hat{\gamma} + Z'Xb = Z'Y$$
$$\hat{\gamma} = [Z'Z]^{-1}\,Z'(Y - Xb_{MLd}), \dots (20)$$

ويمكن الحصول على الحد الثابت للمقطع العرضي من خلال الصيغة الأتية :

$$\hat{\gamma}_n = \bar{Y}_n - b'_{MLd}\bar{X}_n = \bar{Y}_n - \bar{X}'_n b'_{MLd}, \dots (21)$$

اما مصفوفة التباين والتباين المشترك للمقدرات (b_{MLd}) فتكون :

$$Var - COV(b_{MLd}) = \sigma_u^2\,(X'QX)^{-1} = \sigma_u^2\,[X'(I_n \otimes Q_T)^{-1}X], \dots (22)$$

2-2-2 أنموذج التأثير العشوائي Random Effects Model [4],[5]

يفترض أنموذج التأثير العشوائي اختلاف تباينات الخطأ العشوائي الناتج من حاصل جمع حدين من الخطأ أو اكثر ، ويمكن الوصول الى الصيغة الرياضية لأنموذج التأثير العشوائي وكالأتي :

$$\begin{pmatrix} Y_{it} = (\gamma + \mu_i) + \beta' X_{it} + U_{it}, t = 1, \dots, T \\ Y_{it} = \gamma + \beta' X_{it} + (\mu_i + U_{it}), t = 1, \dots, T \end{pmatrix}, \dots (23)$$

إذ ان :

μ_i : يمثل تأثر المقاطع (i) وهي مركبة ثابتة خلال الزمن .

U_{it} : يمثل تأثر كل من المقاطع العرضي (i) والزمن (t) وهي مركبة الاخطاء المشتركة بين المقاطع العرضية والزمن .

γ : تمثل الحد الثابت خلال المقاطع العرضية والزمن .

وبأستخدام المصفوفات نعيد كتابة المعادلة (23) كالأتي :

$$Y_i = \gamma_k + X_i\beta + \mu_i K + U_{it}, \dots (24)$$
$$Y_i = \gamma_k + X_i\beta + C_i, \dots (25)$$

إذ ان :

Y_i : متجه عمودي ابعاده (T*1) يمثل متغير الاستجابة .

K : متجه عمودي احادي ابعاده (T*1) .

X_i : مصفوفة ابعادها (T*m) تمثل المتغيرات التوضيحية .

C_i : متجه عمودي ابعاده (T*1) يمثل الخطأ العشوائي .

β : متجه عمودي ابعاده (m*1) معلمات الانحدار .

$$C_i = \mu_i K + U_{it}$$

اما مصفوفة التباين والتباين المشترك فيمكن تعريفها كالأتي :

$$Var - COV(C_i) = \mathrm{E}\,C_i C_i' = \sigma_u^2 I_T + \sigma_M^2\,KK' = \sigma_u^2 I_T + \sigma_M^2 T, \dots (26)$$
$$Var - COV(C_i) = W_{T*T}, \dots (27)$$

وان :

$$KK' = \begin{bmatrix} 1 & 1 & \cdots & 1 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & 1 & \cdots & 1 \end{bmatrix}$$

$$|W| = \sigma_u^{2(T-1)} (\sigma_u^2 + T\sigma_M^2)$$

ولتعميم الأنموذج (25) لـ (n) من المقاطع العرضية نحصل على المعادلة الاتية :

$$Y = \gamma K_N + X\beta + P \, , \ldots (28)$$

إذ ان :

P : متجه عمودي ذو مرتبة (N*1) وهو الخطأ العشوائي المركب .

اما باقي الرموز معرفة سابقاً .

ان الأنموذج (28) يسمى أنموذج التأثير العشوائي ودالة الأمكان الاعظم للمتجه Y هي :

$$L\left(\frac{Y}{V}, \Omega\right) = \pi_{i=1}^{n} \frac{1}{\sqrt{2\pi \, |\Omega|^{1/2}}} \, exp\left[-\frac{1}{2}(Y - SV)'\Omega^{-1}(Y - SV)\right]$$

$$EY = SV \quad , \quad Var - COV(Y) = \Omega$$

فأن دالة الامكان الاعظم هي :

$$= (\pi)^{-0.5N}(0.5)^{0.5N} \, |\Omega|^{-0.5} \, exp[-0.5(Y - SV)'\Omega^{-1}(Y - SV)], (29)$$

وبأخذ اللوغارتم الطبيعي للمعادلة (29) نحصل على :

$$L_n L = 0.5N[L_n 0.5 - L_n \pi] - 0.5 L_n|\Omega| - 0.5(Y - SV)'\Omega^{-1}(Y - SV)(30)$$

وبأجراء التفاضل الجزئي للمعادلة (30) بالنسبة لمتجه المعلمات (V) وجعل المشتقة الجزئية مساوية للصفر وكالاتي :

$$L_n L = (Y' - V'S') \, \Omega^{-1}(Y - SV)$$
$$= Y'\Omega^{-1}Y - Y'\Omega^{-1}SV - V'S'\Omega^{-1}Y + V'S'\Omega^{-1}SV$$
$$= Y'\Omega^{-1}Y - 2V'S'\Omega^{-1}Y + V'S'\Omega^{-1}SV$$
$$\frac{\partial L_n L}{\partial V'} = 0 + 2S'\Omega^{-1}Y + 2S'\Omega^{-1}SV$$
$$\frac{\partial \mathrm{L_n L}}{\partial \mathrm{V'}} = 0, \qquad S'\Omega^{-1}S\widehat{V} = S'\Omega^{-1}Y$$

واذا كان $\left|S'\Omega^{-1}S\right| \neq 0$ فأن لها معكوس ، عندئذ تقترب المعادلة اعلاه بـ $(S'\Omega^{-1}S)^{-1}$ من جهة اليسار .

$$(S'\Omega^{-1}S)^{-1}S'\Omega^{-1}S \, \widehat{V} = (S'\Omega^{-1}S)^{-1}S'\Omega^{-1}Y$$
$$I\widehat{V} = (S'\Omega^{-1}S)^{-1}S'\Omega^{-1}Y$$

Sinse (I) : هي مصفوفة الوحدة

$$\widehat{V} = (S'\Omega^{-1}S)^{-1}S'\Omega^{-1}Y \, , \ldots (31)$$

إذ ان :

$$\Omega^{-1} = (I_n \otimes W_{T*T})^{-1} = I_n \otimes W^{-1}{}_{T*T} \, ,$$

ان الصيغة (31) تمثل مقدرات طريقة (ML) ولمعلمات الأنموذج في المعادلة (28)

3-2 الأخطاء المعيارية الحصينة Robust Standard Error [5]

لنماذج بيانات (Panel) في حالة التأثيرات الثابتة / عدم تجانس التباين (.Hetro)

ان عدم تجانس التباين الحصين التقليدي تكون فيه مصفوفة التباين المقدرة لأنحدار المقاطع العرضية (بوجود او عدم وجود تصحيح لدرجات الحرية) تطبق على مقدر التأثيرات الثابتة لبيانات (Panel) عندما الاخطاء تكون غير مرتبطة بشكل متسلسل وهي غير متسقة إذا كان عدد الفترات الزمنية (T) ثابتة (اكبر من 2) كلما كبر عدد المقاطع (n) .

ويمكن توفير مقدار تصحيح التحيز لعدم التجانس الحصين ويتمثل بـ($\sqrt{nt}$) المتسق تحت اي تسلسل لـ(n,T) كما ان المقدر يمكن ان يتوسع ليشمل الارتباط المتسلسل للأخطاء في حالة التأثير الثابت .
اما الأنموذج فيتمثل بـ:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta' X_{it} + U_{it} \ , i = 1, \dots, n \ , t = 1, \dots, T$$

إذ ان :
X_{it} : متجه (k*1) للمتغيرات التوضيحية .
U_{it} : متجه الخطأ ويشترط ان يكون غير مرتبط بشكل متسلسل ، وقد يعاني من عدم تجانس التباين.

اما فرضيات الأخطاء المعيارية الحصينة فهي :
لتكن ($\widehat{\Sigma}$) هو عدم التجانس الحصين (HR) وهو مصفوفة التباين والتباين المشترك المقدرة .

$$\widehat{\Sigma}^{HR} = \frac{1}{nT - n - K} \sum_{i=1}^{n} \sum_{t=1}^{T} \widetilde{X}_{it} \widetilde{X}_{it}{}' \widehat{\widetilde{U}_{it}}^2$$

إذ ان :
$\widetilde{X}$: تمثل الأنحرافات للمتغيرات وتحسب :

$$\widetilde{X}_{it} = X_{it} - \frac{\sum_{S=1}^{T} X_{iS}}{T}$$

وان :
$\widehat{\Sigma}^{HR}$: متسقة في المقاطع العرضية والتي تصبح غير متسقة في نماذج الأنحدار لبيانات (Panel) عندما T تكون محدودة او ثابتة (fixed) .
اما الصيغة المقترحة لمقدر التصحيح فهي :

$$\widehat{\Sigma}^{HR} = \frac{T-1}{T-2} \left(\widehat{\Sigma}^{HR} - \frac{1}{T-1} \widehat{\beta} \right)$$

وان :

$$\widehat{\beta} = E \left[\left(\frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T} \widetilde{X}_{it} \widetilde{X}_{it}{}' \right) \left(\frac{1}{T} \sum_{S=1}^{T} U_{iS} \right) \right]$$

4-2 اختبار فرضية التجانس الهيكلي [5],[1] Testing of Structural Homogenous Tests

يمكن وضع الفرضية كالأتي :

$H_0 : \gamma_1 = \gamma_2 = \cdots = \gamma_n$
$H_1 :$ على الأقل اثنين غير متساويين

ولأختبار فرضية التجانس نستخدم اختبار F وكالأتي :

$$F = \frac{\left(e'e_p - e'e_f\right)/n - 1}{\left(e'e_f\right)/(N - n - m)} \ , \dots (32)$$

إذ ان :
$e'e_p$: مجموع مربعات البواقي لأنموذج الانحدار المقيد (المدمج) .
$e'e_f$: مجموع مربعات البواقي لأنموذج التأثير الثابت (غير المقيد) .

وبمقارنة F المحتسبة مع F الجدولية بدرجتي حرية (n-1)،(N-n-m) على التوالي عن مستوى معنوية معين ، فإذا كانت $F_{cal} \leq F_{tab}$ تقبل الفرضية H_0 ، وهذا يعني ان جميع الحدود الثابتة لكل المقاطع العرضية متساوية ، ومن ثم دمج بيانات السلسلة الزمنية مع المقاطع العرضية ، والتعامل معها كعينة واحدة تضم (N) من المشاهدات ولها حد ثابت واحد وبعكسه تقبل الفرضية H_1 ، التي تعني تغير الحد الثابت واعتماد أنموذج التأثير الثابت .

5-2 اختبار هاسمان Hausman Tests [9],[8]

وهو اختبار وضع لأختبار فرضية نوع الأنموذج الذي يجب استخدامه للبيانات المزدوجة حسب الفرضية الأتية :

$\mathbf{H_0}$: تأثيرات ثابتة $(\mathbf{fixed\ effects})$

$\mathbf{H_1}$: تأثيرات عشوائية $(\boldsymbol{random}\ \mathbf{effects})$

ويمكن اختبار الفرضية اعلاه بأستخدام اختبار مربع كاي وكالأتي :

$$\chi^2 = (b_f - b_r)' \Sigma^{-1} (b_f - b_r) \ , \dots (33)$$

إذ ان :

b_f : مقدر ML لمتجه المعلمات β في المعادلة (6) .

b_r : مقدر ML لمتجه المعلمات β في المعادلة (27) .

اما :

$$\Sigma^{-1} = [V_COV(b_f) - V_COV(b_f)]$$

ثم تقارن مع χ^2 الجدولية بدرجة حرية (m) فإذا كانت المحتسبة اكبر من الجدولية نقبل فرضية $\mathbf{H_0}$ وبعكسه نقبل فرضية $\mathbf{H_1}$.

6-2 اختبار الكشف عن تجانس التباين [5],[3]

اقترح الباحثان (Breusch and Pagan)[5] في عام (1980) اختبار مدى تجانس التباين ويتمثل بالفرضية التالية :

$\mathbf{H_0}$: $\sigma_\mu^2 = 0$

$\mathbf{H_1}$: $\sigma_\mu^2 \neq 0$

وبأستخدام اختبار مضاعف لاكرانج (Lagrange Muliple Test) يتم اختبار الفرضية اعلاه وكالأتي:

$$L_M = N(2(\mathrm{T}-1)^{-1}\left[(\widehat{W}'\widehat{W})^{-1}(\widehat{W}'(I_n \otimes J_T J'_T)\widehat{W})^{-1}\right]^2 \ , \dots (34)$$

إذ ان :

$\widehat{W}'\widehat{W}$: مجموع مربعات الخطأ للأنموذج المدمج .

ان الصيغة (34) تتوزع توزيع χ^2 بدرجة حرية واحدة فإذا كانت $L_M \leq \chi^2$ تقبل فرضية العدم وبعكسه تقبل الفرضية البديلة .

3- الجانب التطبيقي

يتم في هذا الجانب تحليل بيانات من نوع Panel (موزعة على قياسات متكرره من المقاطع العرضية n=6 (عدد القطاعات) و18 فتره زمنيه لكل قطاع) تخص القطاعات الأقتصادية (الزراعة والغابات ،الصناعة ، الكهرباء والماء ، البناء والتشييد ، النقل والمواصلات ، المال والتأمين) أذ ان متغير الناتج المحلي الأجمالي (GDP) هو متغير استجابة ($Y_6, \dots, Y_2, Y_1$) ، والأستثمارات الرأسمالية بالأسعار الثابتة لسنة 1988(مليون دينار) ومتغير حجم العمالة للفترة (1992-2009) كمتغيرات توضيحية (X_2, X_1) مأخوذه من الجهاز المركزي للأحصاء / قسم الحسابات القومية ، وكما مبينة في الملحق .

وقبل البدأ بالتحليل لابد من اجراء كشف فيما إذا كان تأثير المقاطع العرضية لبيانات (Panel) هو ثابت ام عشوائي يتم الأستعانة بأختبار (F-test) و (χ^2-test) بأستعمال برنامج (Eviews) لأختبار فرضية العدم التي تنص على ان التأثيرات للمقاطع العرضية ثابتة (تأثيرات المقاطع ثابته : $\mathbf{H_0}$) وكانت النتائج كالأتي :

جدول (1)
يوضح الكشف عن تأثير المقاطع العرضية الثابتة او العشوائية

Effects Test	Statisitic	d.f	Prob.
Cross – Section F	0.441039	(17 , 88)	0.9708
Cross – Section Chi-Square	8.830621	17	0.9454

نلاحظ من الجدول اعلاه ان قيمة الأحتمال (.Prob) لكل من اختباري (F , χ^2) اكبر من (0.05) ، ووفقاً للناتج سيتم قبول فرضية العدم ، اي ان التأثيرات للمقاطع العرضية ثابتة .

وقد اكدت هذه النتائج بأختبار هاسمان المستعمل لأختبار الفرضية ذاتها كما في جدول (2) :

جدول (2)
يوضح اختبار هاسمان للكشف عن تأثير المقاطع العرضية

Cross – Section	Chi - Square		
	Statisitic	d.f	Prob.
1	0.918058	2	0.631897
2	0.924044	2	0.630008
3	0.85414	2	0.600129
4	0.90135	2	0.617234
5	0.779953	2	0.677215
6	2.76057	2	0.059645

نلاحظ من جدول (2) ان قيمة الأحتمال (.Prob) اكبر من (0.05) فبذلك تقبل فرضية العدم ان التأثيرات للمقاطع العرضية ثابتة .

اما اختبار (Breusch Pagan Test) الموضح في الفقرة (2-6) فكانت نتائجة كما في الجدول الأتي :

جدول (3)
يوضح الكشف عن عدم تجانس التباين (.hetro)

Cross – Section	Chi - Square			
	Statisitic	d.f	P-value	Hyp.
1	3.51115	1	0.0609572	Accept
2	4.40164	1	0.0359045	Reject
3	1.35735	1	0.243998	Accept
4	1.01827	1	0.312929	Accept
5	3.85447	1	0.04100	Reject
6	1.31727	1	0.251083	Accept
المدمج	13.2629	1	0.000270	Reject

نلاحظ من الجدول (3) ان قيمة (P-value) للأنموذج (1)،(3)،(4)،(6) اعلى من (0.05) فبذلك يتم قبول فرضية العدم ($H_0 : \sigma_\mu^2 = 0$) اي هناك تجانس للتباينات داخل المقاطع العرضي.

اما الأنموذج (2) ، (5) فيه قيمة (P-value) اقل من (0.05) فبذلك يتم قبول الفرضية البديلة ($H_1 : \sigma_\mu^2 \neq 0$) وهناك مشكلة عدم تجانس التباين (.Hetro) ولمعالجتها تم اخذ الأخطاء المعيارية الحصينة (Robust Standared Error) .

اما الأنموذج المدمج فيه ايضاً قيمة (P-value) اقل من (0.05) وبذلك تظهر فيه مشكلة عدم تجانس التباين ، وقد اخذ (Robust Standared Error) لمعالجتها .

ولغرض تحليل البيانات الموصوفة سابقاً تم الأعتماد على برنامج (gretl) للحصول على المقدرات للمعلمات وعلى المؤشرات الأحصائية الخاصة لكل أنموذج لبيانات الـ Panel وكالأتي :

الأنموذج الأول : هو أنموذج لقطاع الزراعة والغابات . (مقطع اول)
الأنموذج الثاني : هو أنموذج لقطاع الصناعة . (مقطع ثاني)
الأنموذج الثالث : هو أنموذج لقطاع الكهرباء والماء . (مقطع ثالث)
الأنموذج الرابع : هو أنموذج لقطاع البناء والتشييد . (مقطع رابع)
الأنموذج الخامس : هو أنموذج لقطاع النقل والمواصلات . (مقطع خامس)
الأنموذج السادس : هو أنموذج لقطاع المال والتامين . (مقطع سادس)

وان الأنموذج الرياضي الممثل لكل من النماذج اعلاه كلاً على انفراد هو :

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{i1} + \beta_2 X_{i2} + U_i \, , i = 1, 2, \dots, 18$$

والجدول (4) يوضح ذلك:

جدول (4)

يبين المقدرات لأنواع النماذج والخطأ المعياري لها واختبار t الخاصة بمعلمات النماذج الستة

N.	Model	Coefficient		Std. Error	t-statistic	p-value	sig
1	Fixed effect	b_0 b_1 b_2	-10699.8 -0.16462 0.0150129	10542.7 0.0660171 0.0103335	-1.0149 -2.4937 1.4528	0.33408 0.03179 0.17692	 **
2	Fixed effect	b_0 b_1 b_2	279.423 0.0413255 0.00413408	3634.14 0.0742722 0.0138236	0.0769 0.5564 0.2991	0.94023 0.59017 0.77102	
	Fixed with Robust Std. Error	b_0 b_1 b_2	279.423 0.0413255 0.00413408	3976 0.0500892 0.0151589	0.0703 0.8250 0.2727	0.94536 0.42859 0.79062	
3	Fixed effect	b_0 b_1 b_2	480.129 -0.0333273 0.00014556	153.316 0.01372 0.0043855	3.1316 -2.4291 0.0332	0.01066 0.03550 0.97418	** **
4	Fixed effect	b_0 b_1 b_2	915.676 -2.46733 -9.85272_{e-05}	93.4707 1.03516 0.00012935	9.7964 -2.3835 -0.7617	<0.00001 0.03838 0.46383	*** **
5	Fixed effect	b_0 b_1 b_2	1629.18 -0.357204 2.0989_{e-05}	504.019 0.397669 0.0016860	3.2324 -0.8982 0.0124	0.00898 0.39017 0.99031	***
	Fixed with Robust Std. Error	b_0 b_1 b_2	1629.18 -0.357204 2.0989_{e-05}	151.146 0.373276 0.0007473	10.7788 -0.9569 0.0281	<0.00001 0.36116 0.97815	***
6	Fixed effect	b_0 b_1 b_2	9325.53 2.80604 -0.080937	10428.2 5.68633 0.155456	0.8943 0.4935 -0.5206	0.39220 0.63234 0.61395	

اما جدول (5) فهو يبين قيم معامل التحديد ومعامل التحديد المصحح وقيمة F ودربن واتسن واختبار hetro. (B.P) وقيمة (VIF) للنماذج الستة المنفردة وللأنموذج المدمج وكالأتي :

جدول (5)

يبين بعض المقاييس الأحصائية المذكورة اعلاه

						Hetro.		VIF
C.S.	Model	R^2	Adj. R^2	F	D.W	B.P.	p-value	
1	Fixed effect	0.79036	0.64361	5.3858	1.8206	3.51115	0.060957	1.014 1.014
2	Fixed with Robust	0.72041	0.52469	3.68086	1.54935	4.40164	0.35904	1.129 1.129
3	Fixed effect	0.85941	0.76099	8.73233	1.80173	1.35735	0.243998	1.232 1.232
4	Fixed effect	0.82346	0.75988	7.2352	1.77933	1.01827	0.312929	1.019 1.019
5	Fixed with Robust	0.70041	0.49070	3.33991	1.57595	3.85447	0.0496137	1.341 1.341
6	Fixed effect	0.72073	0.52523	3.68672	1.56798	1.31727	0.251083	1.597 1.597
المدمج	Fixed with Robust	0.17376	0.11592	3.00434	1.53725	13.2629	0.0002707	

نلاحظ الجدول (5) مايلي :

1. ان قيمة D.W تحت مستوى 5% (du=2.47 , dl =1.53) تقع ضمن المدى وبذلك لاتوجد مشكلة ارتباط ذاتي بين البواقي لكل أنموذج وذلك لأن القيم المستخرجة لـ D.W حسب عدد المتغيرات التوضيحية (2) وحجم العينه (18) لكل مقطع ، فهي تقع بين :-

$$\text{تقبل} \begin{cases} du < D.W < 4 - du \\ 1.53 < D.W < 2.47 \end{cases}$$

$$\text{ارتباط سالب } (-) \begin{cases} 0 < D.W < dL \\ 0 < D.W < 1.05 \end{cases}$$

$$\text{ارتباط موجب } (+) \begin{cases} 4 - du < D.W < 4 \\ 2.94 < D.W < 4 \end{cases}$$

2. ان الأنموذج (6,4,3,1) (الزراعه ،الماء والكهرباء، البناء والتشييد، المال والتامين)لايحتوي على مشكلة عدم تجانس التباين (.Hetro) اما الأنموذج (5,2)(الصناعه،النقل والمواصلات)ففيه مشكلة عدم تجانس التباين لذا تم اخذ (Robust Std. Error) لمعالجتها .
وكذلك تم اخذ (Robust Std. Error) لأنموذج المدمج لمعالجة مشكلة عدم تجانس التباين ، وذلك بالأعتماد على اختبار (.B.P) وقيم P الاحتمالية .
3. عند مقارنة قيمة F المحتسبة مع قيمة P الأحتمالية وجد ان النماذج (6,5,4,3,2,1) معنوية وكذلك الأنموذج المدمج وهذا يدل ان الأستثمارات الرأسمالية وحجم العمالة يؤثران على الناتج المحلي الأجمالي وبالتالي اعتماد المقدرات الموضحة في جدول (4)،(6) وهذا يتفق مع النظرية الاقتصادية .
4. بلغت قيمة معامل R^2 للقطاع الاول (الزراعة والغابات) 0.79036 ،اي ان 79% من الأختلافات الكلية الحاصلة في الناتج المحلي الاجمالي في الاقتصاد العراقي سببه الاستثمارات الرأسمالية وحجم العماله و21% سببها متغيرات عشوائية في حين بلغت معامل التحديد للقطاع الثاني (الصناعة) 0.72041 اي ان 72% من الاختلافات الكلية الحاصلة في الناتج المحلي الاجمالي سببها الاستثمارات الرأسمالية وحجم العمالة و 28% سببها متغيرات عشوائية .
اما معامل التحديد للقطاع الثالث (الكهرباء والماء) 0.8594 ، اي ان 86% من الاختلافات الكلية الحاصلة في الناتج المحلي الاجمالي سببها الاستثمارات الرأسمالية وحجم العمالة و 14% سببها متغيرات عشوائية وكذلك القطاع الرابع (البناء والتشييد) فيه 92% من الاختلافات الكلية الحاصلة في الناتج المحلي الاجمالي سببها الاستثمارات الرأسمالية وحجم العمالة و 8% سببها متغيرات عشوائية من التغير في الناتج المحلي الأجمالي وان 8% ، اما القطاع الخامس (النقل والموصلات) فيه 70% من الاختلافات الكلية الحاصلة في الناتج المحلي الاجمالي سببها الاستثمارات الرأسمالية وحجم العمالة و 30% سببها متغيرات عشوائية ، واخيراً القطاع السادس فهو يشكل 72% من الاختلافات الكلية الحاصلة في الناتج المحلي الاجمالي سببها الاستثمارات الرأسمالية وحجم العمالة و 28% سببها متغيرات عشوائية .
5. ان القطاع الثالث (الماء والكهرباء) يمتلك اعلى قيمة (R^2) بلغت قيمتة 86% وكذلك قيمة F=8.7323 هي اعلى قيمة مقارنة بالقطاعات (6,5,4,2,1) .
6. يلاحظ ان قيمة (VIF) للنماذج الستة هي اقل من (5) ، وبذلك لاتوجد مشلكة التعدد الخطي لهذه النماذج.

اما إذا دمجت بيانات المقاطع العرضية والسلسلة الزمنية (Panel Data) يصبح لدينا (108) مفردة موزعة على (6) مقاطع عرضية ومدة زمنية (18) ويمكن توضيح التحليل لها في الجدول الاتي :

جدول (6)

يبين المقدرات للأنموذج المدمج والخطأ المعياري لها واختبار t والمعنوية

Model	Coefficient		Std. Error	t-statistic	p-value	sig
Fixed effect	b_0	2518.85	343.155	7.3403	< 0.00001	***
	b_1	0.00182849	0.015083	0.1212	0.90375	
	b_2	-1.00109 e-07	1.33216 e-07	-0.7515	0.45413	
Fixed with Robust Std. Error	b_0	2518.85	0.403258	6246.254	< 0.00001	***
	b_1	0.00182849	0.000150893	12.1178	< 0.00001	***
	b_2	-1.00109 e-07	undefined	undefined	undefined	

ويمكن عمل مقارنة بين النماذج المنفردة والمدمج حسب المقاييس الأحصائية وكما مبين في جدول (7)

جدول (7)

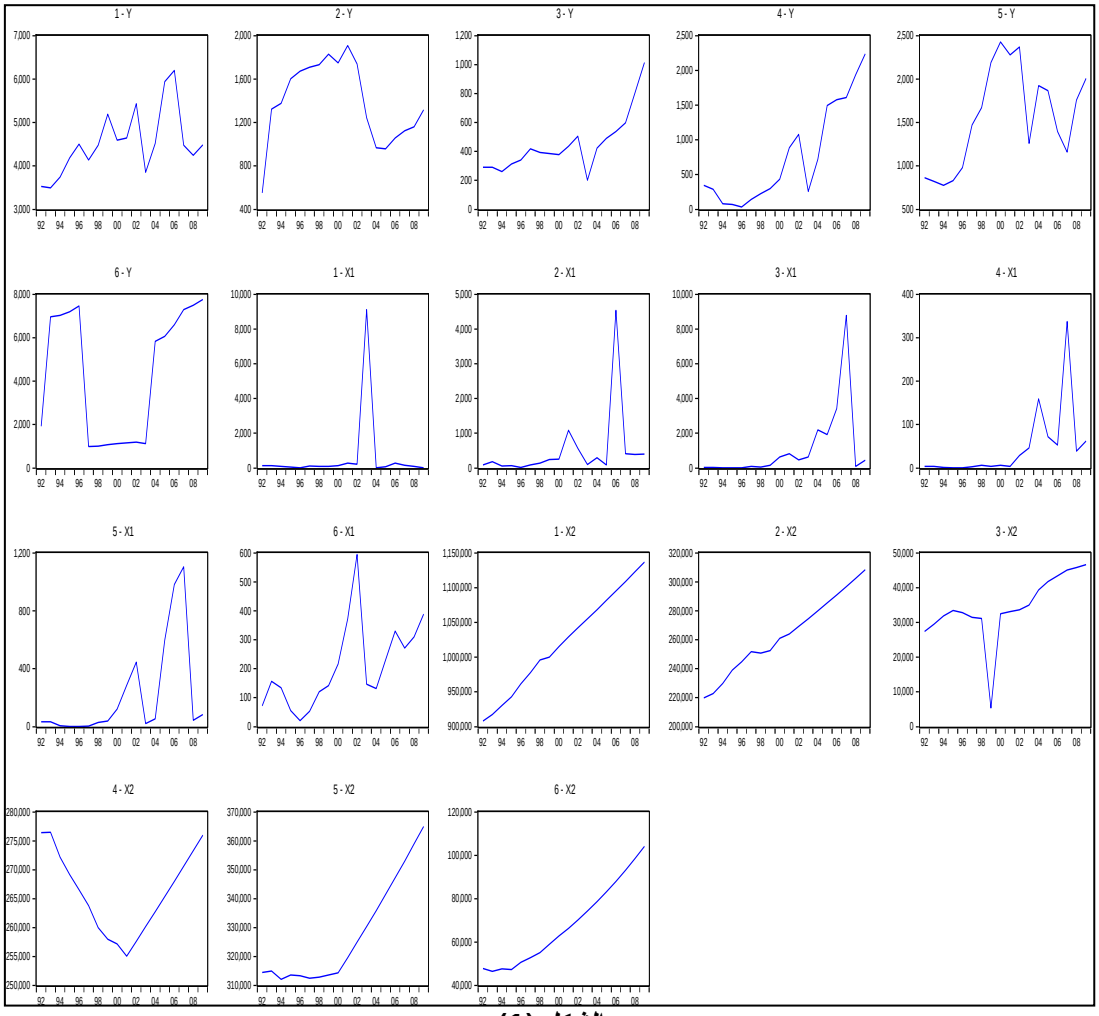
يوضح مقارنة بين النماذج المنفردة والأنموذج المدمج حسب المقاييس الأحصائية

C.S.	Model	AIC	BIC	MSE
1	Fixed effect	276.225	283.348	447.387
2	Fixed with Robust	256.545	263.668	258.985
3	Fixed effect	221.227	228.35	97.096
4	Fixed effect	256.449	263.572	258.291
5	Fixed with Robust	273.029	280.152	409.385
6	Fixed effect	331.249	338.372	2062.89
المدمج	Fixed with Robust	2078.34 2088.56	2099.8 2096.61	1.24199 e+009 1.49777 e+009

يتضح من جدول (7) مايأتي :

ان افضل أنموذج هو الأنموذج الثالث المتمثل بـ(قطاع الماء والكهرباء) لأمتلاكه اقل (MSE) مقارنة مع النماذج الأخرى للقطاعات (الزراعة،الماء،الكهرباء،البناء،التشييد،المال والتأمين) .

كما ان هذا القطاع يمتلك اعلى (R^2) حيث بلغت قيمتة 86% وكذلك اعلى قيمة لـ F=8.7 ، وهذا ما وضح في جدول (5) توضيح توزيع المتغيرات الداخلة في الدراسة حسب القطاعات الأقتصادية (الوزارات) كما في الاشكال الأتية :-



الشكل (1)

يبين المتغيرات الداخلة في الدراسة حسب القطاعات الأقتصادي

الاستنتاجات Conclusions

من خلال الدراسة التطبيقية توصل الباحث الى جملة من الأستنتاجات :

1. **من خلال اختبار فرضية العدم التي تنص على وجود تأثيرات ثابتة (Fixed effect) بأستعمال اختبار هاسمان ، تفوق أنموذج التأثير الثابت على أنموذج التأثير العشوائي للنماذج المفردة لتمثيل العلاقة بين الناتج المحلي الاجمالي كمتغير استجابة مع الاستثمارات الرأسمالية وحجم العمالة كمتغيرات توضيحية للفترة (2009-1992).**
2. **ان الأنموذج الثالث (قطاع الكهرباء والماء) هو اكثر قطاع اثر على المحلي الأجمالي في الاقتصاد العراقي من خلال قيمة (R^2) المستخرجة والتي بلغت 86% وقيمة F البالغة 8.7.**
3. **توصل الباحث الى ان الأنموذج الثالث (قطاع الكهرباء والماء) هو افضل أنموذج من خلال مقارنته بألنماذج الأخرى لأمتلاكه اقل MSE .**
4. **من خلال اختبار (F) نلاحظ ان النماذج الستة معنوية وكذلك الأنموذج المدمج فهو معنوي ايضاً وهذا يدل على وجود علاقة بين الناتج المحلي الاجمالي مع الاستثمارات الرأسمالية وحجم العمالة.**
5. **ان الأنموذج الخاص لكل من قطاع الزراعة والغابات ، الماء والكهرباء ، البناء والتشييد والمال والتأمين لايعاني من مشكلة عدم تجانس التباين بموجب الفرضية الخاصة به .**
   أما الأنموذج الخاص لكل من قطاع الصناعة والنقل والمواصلات فهو يعاني من مشكلة عدم تجانس التباين ولمعالجة هذه المشكلة تم اخذ Fixed with Robust .
6. **بالاعتماد على قيمة Variance Inflation Fuctors (VIF) في جدول (5) إذ ان جميع جميع القيم اقل من (5) وبذلك لاتوجد مشكلة التعدد الخطي (Multicollinearity) للنماذج كافة.**

التوصيات Recommendation

1. **استخدام أنموذج التأثير العشوائي Random Effect Model عندما يكون عدد المقاطع العرضية في البيانات المزدوجة كبيراً جداً واستخدام أنموذج التأثير الثابت عندما يكون عدد المقاطع العرضية صغيراً .**
2. **اسخدام البرنامج الجاهز (gertl) في تحليل البيانات المزدوجة (Panel Data) وبيانات المقاطع العرضية (Cross-Section) والسلاسل الزمنية (Time Series) لما له من اهمية وامكانية كبيرة في التحليل**
3. **حث الباحثون على استخدام البيانات المزدوجة وتطبيقها في مجالات اخرى ، واجراء دراسة محاكاة لتقدير معلمات الأنموذج .**

المصادر

1. **الحسناوي ، اموري هادي والقيسي ، باسم شليبه ،(2002) ،"القياس الأقتصادي المتقدم (النظرية والتطبيق)"،مكتبة دنيا الامل / بغداد .**
2. **Beck, Nathaniel, (2004)," Longitudinal (Panel and Time Series – Cross Section) " .**
3. **Baltai, Badi, (2006),"Forcasting with Panel Data", Econometric Studies Series, 1, NO.25 .**
4. **Beck, Nathaniel, (2001), "Time Series - Cross Section Data, what have we leayned in post few years?", Annual Reviews Politsei, 4P.P.(271-293) .**
5. **Greene, Willian h., (2003),"Econometric Analysis Pearson Ducatian", Inc.fifth edition .**
6. **Greene-2140242, Book , (2010), " Models for Panel Data" Chapter 11, pdf.**
7. **Hsiao, Cheng, (2003), "Analysis of Panel Data", Combridge University Press, Second Edition .**
8. **Josef Bruderl LMU Munchen, (2015) , "Applied Panel Data Analysis Using Stata." .**
9. **Lee, L.F.&Yu.j. , (2010), "Estimation of Spatial Autoregressive (Panel Data) with Fixed Effects", Journal of Econometrics, Vol.154 , P.P.(165-185) .**
10. **Nuamah, N.N.N,(1986), "Pooling Cross Section and Time Series Data" The Statistics, Vol. 35, np.3, p345 .**
11. **Park, H.M, (2005),"Linear Regression Models for Panel Data, Using SAS, STATS, LIMDEP and SSPS" .**
12. **Ware.James.H. , (1985) "Linear models for the analysis of longitudinal studies",The American Statistician, vol.39 ,No.2 , PP.95 .**
13. **Wooldridye, Jeffry M. , (2002),"Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data ", Combridge MA: MIT Press .**

الملحق : يبين البيانات المزدوجة التي تخص الناتج المحلي الأجمالي والأستثمارات الرأسمالية وحجم العمالة لبعض القطاعات الأقتصادية في العراق للفترة من (1992-2009)

الانشطة الاقتصادية	السنة	الناتج المحلي الاجمالي	الاستثمارات الرأسمالية	حجم العمالة	الانشطة الاقتصادية	السنة	الناتج المحلي الاجمالي	الاستثمارات الرأسمالية	حجم العمالة
	1992	3531.9	125.668	907925		1992	347.2	4.085	276405
	1993	3492.4	126.454	917599		1993	286.2	3.45	276438
	1994	3741	97.134	930486		1994	83.1	0.877	272131
	1995	4188.2	51.836	943061		1995	70.5	0.1874	269168
	1996	4498.3	19.425	961482		1996	32.6	0.1457	266544
	1997	4133.8	107.743	977603		1997	144.5	3.0466	263779
	1998	4475.1	92.358	995995		1998	226.6	6.2474	259974
	1999	5188.3	102.852	1000165		1999	299	3.9564	257941
الزراعة والغابات	2000	4589	138.686	1015039	البناء والتشييد	2000	433	6.2414	257187
	⋮	⋮	⋮	⋮		⋮	⋮	⋮	⋮
	2006	6195.9	288.997	1095051		2006	1578.5	52.617	267947
	2007	4479.7	160.973	1108717		2007	1607.9	336.86	270604
	2008	4244	101.45	1122554		2008	1937.5	38.997	273287
	2009	4488.2	6.309	1136563		2009	2239.7	62.216	275997
	1992	550	91.825	219864		1992	865.2	33.526	314495
	1993	1323.2	178.806	222781		1993	824.2	32.727	314909
	1994	1376.6	58.698	229818		1994	775.3	5.899	312121
	1995	1601.9	72.719	238978		1995	829.9	1.8711	313608
	1996	1672.3	14.217	244733		1996	978.6	1.3393	313257
	1997	1708.7	90.951	251723		1997	1472.2	4.9885	312437
	1998	1732.5	137.047	250783		1998	1671.8	28.4344	312832
	1999	1830.2	240.556	252612		1999	2192.2	37.767	313589
الصناعة	2000	1748.3	257.8013	260959	النقل والمواصلات	2000	2427.2	120.094	314279
	⋮	⋮	⋮	⋮		⋮	⋮	⋮	⋮
	2006	1056.4	4532.364	290993		2006	1395.8	981.889	347174
	2007	1122.4	408.639	296697		2007	1160.2	1103.848	352982
	2008	1159.4	387.555	302512		2008	1756.3	43.002	358887
	2009	1316	400.341	308441		2009	2009.2	83.765	364891
	1992	289.6	30.821	27341		1992	1920	72.3	47812
	1993	291	26.114	29507		1993	6958.5	157.143	46475
	1994	261.1	12.697	31874		1994	7031.4	134.515	47599
	1995	312.9	6.054	33454		1995	7187.4	55.943	47277
	1996	340.4	5.511	32766		1996	7456.7	20.482	50588
	1997	418.3	85.003	31400		1997	985.6	52.5974	52822
	1998	392	45.665	31091		1998	999.7	120.573	55028
	1999	385.5	151.251	5376		1999	1065.1	141.395	58907
الكهرباء والماء	2000	378.6	635.097	32503	المال والتأمين	2000	1116.1	216.482	62668
	⋮	⋮	⋮	⋮		⋮	⋮	⋮	⋮
	2006	537.4	3419.882	43350		2006	6591.7	329.632	87904
	2007	598.6	8789.385	45037		2007	7290.5	271.885	93004
	2008	803.3	85.388	45817		2008	7500.9	310.492	98400
	2009	1013	436.772	46611		2009	7758.6	389.135	104110

……

……

……