مقارنة بعض طرائق تقدير انموذج سوامي

أ.م. د عدي طه رحيم
الجامعة المستنصرية/ كلية الادارة والاقتصاد

الباحثة ايلاف مجيد حميد
الجامعة المستنصرية/ كلية الادارة والاقتصاد

تاريخ استلام البحث: 20 / 07 / 2022

تاريخ قبول البحوث: 11 / 08 / 2022

نشر البحث في العدد السابع عشر: ديسمبر / كانون اول 2022

رمز التصنيف ديوي / النسخة الالكترونية (Online): 2522-64X/511

رمز التصنيف ديوي / النسخة الورقية (Print): 2519-948X/511

مقارنة بعض طرائق تقدير انموذج سوامي

أ.م. د عدي طه رحيم الباحثة ايلاف مجيد حميد
الجامعة المستنصرية/ كلية الادارة والاقتصاد الجامعة المستنصرية/ كلية الادارة والاقتصاد

المقدمة

تعتمد طريقة المربعات الصغرى الكلاسيكية OLS طريقة جيدة في تقدير معلمات انموذج الانحدار الخطي العام GLM وتكون مقدراتها افضل مقدرات خطية غيرة متحيزة BLUE هذا في ظل تحقق الفرضيات الخاصة بها .لكن عندما لا تتحقق فرضية من فرضيات ها او اكثر فأنها لا تستخدم في تقدير الانموذج . ومن هذه الفرضيات فرضية ثبات معاملات الانحدار ففي حالة عدم تحققها فان المعلمات التي تكون ثابتة في انموذج الانحدار الخطي العام GLM ستصبح متغيرة وتعامل كمتغير عشوائي ولها توزيع احتمالي معين . وان انموذج الانحدار الخطي العام سيصبح اسمه انموذج معاملات الانحدار العشوائية (انموذج سوامي). وبذلك فلا نستخدم طريقة المربعات الصغرى OLS في تقدير هذا النموذج بل سنستخدم طرق اخرى في التقدير للمعلمات .

ندرس نماذج المعاملات العشوائية (انموذج سوامي) ظاهرة دمج البيانات السلاسل الزمنية والمقاطع العرضية والتي تسمى بالبيانات الطولية longitudinal data . وبذلك فان هذه النماذج تسمح لمعاملات الانحدار بالتغير خلال ازمنة مختلفة ولمقاطع عرضية مختلفة بحيث ان كل المعاملات تكون لها بالإضافة الى المتوسط مركبة محددة للمقطع العرضي وكمية محددة للفترة الزمنية ولذلك فان عملية التقدير لمعلمات انموذج سوامي ستتعامل مع عشوائية المعلمات اي ان التغير في معلمات الانحدار سيكون عبر المقاطع العرضية لوجود اختلاف من مقطع عرض الى اخر بالإضافة الى الفترة الزمنية .

تقدير معادلة الانحدار باستخدام السلسلة الزمنية والمقاطع العرضية. وقد افترض بان قيمة المعلمات للمقاطع العرضية يتوزع بمتوسط عبر متجه الوحدة وله نفس مصفوفة التباين والتباين المشترك . وكذلك ان متجه المعلمات له خاصية الانعكاس وقابل للتحويل خلال الفترة الزمنية المحددة .وان مقدر المتوسط يكون متسق وكفوء وايضا هو تقدير غير متحيز الى مصفوفة التباين والتباين المشترك لمتجه المعلمات . بالإضافة الى ذلك فقد قام بأجراء بعض الاختبارات الفرضية الخطية بالنسبة للمتوسطات وكذلك بالنسبة للتباين الى المعاملات وكذلك قام بأجراء تطبيق عملي لتحليل بيانات الاستثمار الى احد عشر شركة من سنة 1935-1954.

درس والاس وحسين (1969) استخدام نموذج انحدار مكونات الخطأ في تحليل السلاسل الزمنية للمقاطع العرضية وطورا مقدر أيتكين لمتجه المعامل بناء على مصفوفة التباين - التغاير المقدرة لشروط الخطأ . في هذا البحث ، أوضحنا أنه في ظل مجموعة الافتراضات التي تبناها والاس وحسين، هناك عدد لا حصر له من المقدرين الذين لديهم نفس مصفوفة التباين

المقارب مثل مقدر والاس - حسين وأيضا أنه غير الممكن اختيار مقدر ، على أساس الكفاءة المقاربة . لقد طورنا مقدرا بديلا لمصفوفة التباين - التباين المشترك لشروط الخطأ واستخدمنا هذا المقذر في تطوير مقدر نوع " Aitken " ذي جدوى لمتجه المعامل . لقد اشتقنا بعض خصائص العينة الصغيرة لهذا المقذر وقمنا بمقارنتها مع تلك الخاصة بالمقدرات الأخرى لمتجه المعامل.

مشكلة البحث

عند عدم تحقق احدى فرضيات انموذج الانحدار الخطي العام GLM وهي ثبات معاملات الانحدار . فان هذه المعاملات ستكون متغيرة وتعامل كمتغير عشوائي ولها توزيع احتمالي معين والنموذج لها سيسمى نماذج معاملات الانحدار العشوائي والتي فيها (انموذج سوامي). وبذلك فان طريقة المربعات الصغرى الكلاسيكية OLS لا تستخدم في تقدير معلمات هذه النماذج ويجب استخدام طرق اخرى لتقدير هذه النماذج .

هدف البحث

يهدف البحث الى تسلط الضوء على انموذج انحدار المعاملات العشوائية وهو انموذج سوامي. كما وان اهم اهداف البحث تتمركز بالمقارنة ما بين طرائق التقدير لتحديد الافضل بينهما باستخدام معيار المقارنة المناسب.

انموذج معاملات الانحدار العشوائية لـ سوامي(1)(38)(39)

يفرض هذا الانموذج بأن متجهات معاملات الانحدار من الرتبة (rx1) ولكل مقطع عرضي هي تمثل متجهات عشوائية مسحوبة من نفس التوزيع الاحتمالي متعدد المتغيرات لمتوسط $\bar{\beta}$ ومصفوفة تباين وتباين مشترك هي Ω . وان صيغة الانموذج لمعاملات الانحدار العشوائية التي استخدمها واقترحها سوامي عام (1970) وعام(1971) (38)(39) وهو يمثل انموذج دمج السلاسل الزمنية وبيانات المقاطع العرضية وتعرف صيغته كالاتي:

$$Y_{it} = \sum_{k=0}^{p} \beta_{ki} \times_{kit} + U_{it} \qquad \dots (2-3)$$

i = 1 , 2 , … N , t = 1 , 2 , …T

حيث ان :

Y_{it} : تمثل المشاهدة *(t)* للمتغير المعتمد في المقطع العرضي *(i)*

X_{kit} : تمثل موجه المتغيرات المستقلة من درجة *(1 x k)* عند *(i)* من المقاطع العرضية و (*t*) من المشاهدات

β_{ki} *:* تمثل موجه معاملات الانحدار من رتبة *(k x 1)*

U_{it} : تمثل الخطأ العشوائي

تقدير معالم انموذج سوامي(1)

لقد افترض سوامي في نموذجه هذا المعروف بأنموذج سوامي بان كل معاملات الانحدار تعتبر كمتغير عشوائي.

بمعنى اخر ان المعاملات (β_i) تكون متغيرة ما بين المقاطع العرضية ولكنها تكون ثابتة خلال الزمن. ويعبر عنها بالمعادلة التالية:

$$\underline{\beta_i} = \underline{\overline{\beta}} + \underline{\mu_i} \qquad \dots (2-5)$$

تقدير المعالم $\overline{\boldsymbol{\beta}}$ باستخدام طريقة المربعات الصغرى العامة (GLS)(1)

تعتبر طريقة المربعات الصغرى العامة من الطرق الواسعة الاستخدام في التقدير وتمتاز بانها تعطي مقدر جيد يمتاز بانه افضل تقدير غير متحيز ويمتلك اقل تباين (MVUE) الى $\overline{\beta}$ ولتقدير معلمات الانحدار $\overline{\beta}$ في انموذج (8 - 2) باستخدام طريقة المربعات الصغرى العامة GLS سنستخدم الصيغة التالية : (1)

$$\underline{\hat{\overline{\beta}}}_{GLSR} = (X'\Omega^{-1}X)^{-1}X'\Omega^{-1}\underline{Y} \qquad \dots (2-11)$$

ويمكن اعادة كتابة المعادلة (11-2) بصيغة اخرى هي:

$$\underline{\hat{\overline{\beta}}}_{GLSR} = \left(\sum_{j=1}^{N} X_j'\Omega_{jj}^{-1}X_j\right)^{-1}\left(\sum_{i=1}^{N} X_i\Omega_{ii}^{-1}\underline{Y_i}\right) \qquad \dots (2-12)$$

وبتعويض المعادلة (10-2) في المعادلة (12-2) سنحصل على الصيغة التالية.

$$\underline{\hat{\overline{\beta}}}_{GLSR} = \left[\sum_{j=1}^{N} X_j'\left\{X_j\Delta X_j' + \sigma_{jj}I_T\right\}^{-1}X_j\right]^{-1}\left[\sum_{i=1}^{N} X_i'\left\{X_i\Delta X_i' + \sigma_{ii}I_T\right\}^{-1}\underline{y_i}\right] \dots 2-13$$

تقدير المعالم لأنموذج سوامي باستخدام طريقة سوامي واورا

لتقدير معالم انموذج سوامي حسب هذه الطريقة افترضنا التالي . وهي ان μ_i وλ_t وV_{it} تكون مستقلة واحدة عن الاخرى وان σ_μ^2 و σ_λ^2 و σ_v^2 تكون مجهولة . وكذلك فان المصفوفة X تكون رتبتها هي K . وايضاً فان $E\mu_i = 0$ وعندما $i=j$ فان $E\mu_i\mu_j = \sigma_\mu^2$ وانه $E\mu_i\mu_j$ عدا ذلك وكذلك فان $E\lambda_t = 0$ وعندما $t=t'$ فان $E\lambda_t\lambda_t' = \sigma_t^2$ وهو يساوي صفر عدا ذلك وايضا فان $EV_{it} = 0$ عندما $i=j$ و $t=t'$ فان $EV_{it}V_{jt} = \sigma_v^2$ ويساوي صفر عدا ذلك اما مصفوفة التباين والتباين المشترك للخطأ U فهي

$$EUU' = \sigma_\mu^2(I_n \times t_T t_T') + \sigma_\lambda^2(t_T t_T' \times I_T) + \sigma_v^2 I_{nT} \quad \dots (2-25)$$

تقديرات المعالم باستخدام طريقة أميما

افترض الباحث بان V_{it} , λ_t , μ_i لها متوسطات صفر وانها مستقلة الواحدة عن الاخرى والتباين لها S_1 , S_2 , S على التوالي .

$$Y_{it} = \alpha + \sum_{j=1}^{k} \beta_i \alpha_{jit} + U_{it} \qquad \dots (2-38)$$

$$U_{it} = \mu_i + \lambda_t + V_{it} \qquad \dots (2-39)$$

اختبار عشوائية المعاملات لأنموذج سوامي

قبل تقدير انموذج سوامي فانه من الافضل اختبار الفرضية هل ان متجهات معاملات المقاطع العرضية $\underline{\beta_i}$ *(i=1,2,...N)* هي متجهات عشوائية أي اختبار هل ان هذه المعاملات هي ثابتة لكل المقاطع العرضية وان متجهات المعاملات $\underline{\beta_i}$ تكون متساوية عند كل المقاطع العرضية. أي اختبار فرضية العدم التالية:

$$H_o \ : \underline{\beta_1} = \underline{\beta_2} = \cdots = \underline{\beta_N} = \underline{\beta}$$

ان فرضية الاختبار H_o فرضية العدم تعتبر بان متجهات المعاملات تكون ثابتة ومتساوية عند كل المقاطع العرضية وان عينات الدراسة تكون متجانسة ايضا عند كل المقاطع العرضية

عندما تكون الفرضية H_o صحيحة فهذا يعني بأن bi (i=1,... , n) تمثل N من المقدرات غير المتحيزة المستقلة لنفس متجه المعلمات $\underline{\beta_i}$ وان التوزيع الى ($\underline{b_i}$ _ $\underline{\beta_i}$)هو التوزيع الطبيعي بمتوسط صفر وتباين $\sigma_{ii}\ (Xi\ Xi)^{-1}$

معايير المفاضلة

هناك الكثير من التطبيقات الاحصائية يرغب صانع القرار في الوصول الى الانموذج الافضل بحكم البيانات قيد الدراسة وذلك عن طريق ايجاد افضل طريقة تعد بالنسبة للأنموذج المعلمي للبيانات الطولية لغرض بناء القرار الامثل علية، وسنتطرق الى استعمال المعايير الاتية.

اولا: معيار متوسط مربعات الاخطاء

وهو عبارة عن متوسط مربعات الاخطاء ويرمز له (MSE) وصيغته الرياضية هي

$$Mse = \frac{sse}{n-p} \qquad \dots (2-105)$$

$$Sse = \sum (Y - \hat{Y})$$

ثانيا : معامل التحديد

ويرمز له بالرمز R^2 ويمثل نسبة التباين في المتغير التابع الذي يمكن التنبؤ به من خلال المتغيرات التوضيحية بهدف التنبؤ بالنتائج المستقبلية او اختبار الفرضيات وقيمته بين (0-1) وصيغته الرياضية هي

$$R^2 = \frac{\sum \hat{Y}^2}{\sum Y^2} \qquad \dots (2-106)$$

اذ ان

$\sum \hat{Y}^2$: تمثل مجموع مربعات القيم التقديرية

$\sum Y^2$: تمثل مجموع مربعات القيم الحقيقية

الاستنتاجات

عند مقارنة طرق التقدير الثلاثة المستخدمة لأنموذج سوامي ظهر بان

1- افضل طريقة تقدير لأنموذج سوامي هي طريقة GLS وقد امتلكت اقل متوسط مربعات الاخطاء MSE=*0.006018* بالإضافة الى امتلاكها اعلى معامل تحديد $R^2 = 0.9636$

عند مقارنة طريقتين التقدير لأنموذج هسياو ظهر بان

2- افضل طريقة تقدير لأنموذج هسياو هي طريقة GLS وقد امتلكت اقل متوسط مربعات الاخطاء MSE= 0.005281 بالإضافة الى امتلاكها اعلى معامل تحديد $R^2 = 0.9681$

3- عند المقارنة ما بين انموذج سوامي وانموذج هسياو. حيث كانت قيمة MSE= 0.005281 اقل من قيمة MSE=0.006018 لأنموذج سوامي. وقد امتلك معامل تحديد= R^2 0.9681 اكبر من معامل التحديد لأنموذج سوامي. وان طرائق التقدير المستخدمة له هي GLS لأنها الافضل.

4- نلاحظ وجود تقارب قليل من حيث النتائج ما بين انموذج سوامي وانموذج هسياو

5- ظهر كل معاملات الانحدار لأنموذج سوامي عشوائية ولكل الطرق المستخدمة. وكذلك فقد ظهرت معلمات الانحدار لأنموذج هسياو عشوائية ولكل الطرق المستخدمة في التقدير مما يدل على ملائمة هذه النماذج وانها مناسبة للبيانات ولوجود فروق قليلة ما بين معايير المفاضلة جعل انموذج هسياو هو الافضل.

6- من خلال المعادلة التقديرية لأنموذج هسياو . نلاحظ بان زيادة وحدة واحدة من المساحة المزروعة سيؤدي X_1 الى في كمية انتاج الحنطة بمقدار وهذا يعني بان العلاقة تكون.

7- من خلال المعادلة التقديرية نلاحظ بان زيادة وحدة واحدة من غلة الدونم سيؤدي الى زيادة كمية انتاج الحنطة

8- يوضح X_2 الذي يمثل المساحة المزروعة بان هناك خلل في عملية الزراعة اذ ان الزراعة للمساحات هذه تحدث دون تخطيط

عند التعامل مع كل محافظة (قطاع) بشكل منفرد ظهر بان لدينا عدة امور

1- ان هناك محافظات نقوم بزراعة مساحات كثيرة الا انها لا تؤدي الى رفع انتاج الحنطة او زيادته ويعود السبب بذلك الى سوء التخطيط .وعدم توفر مياه كثيره تغطي المساحة الجديدة وكذلك ...
2- وايضا نلاحظ نفس الظاهرة قد حدثت بالنسبة للجنوب ونلاحظ بان الحرب على داعش ادت الى التحاق العديد من الفلاحين بالحشد الشعبي من اجل الدفاع عن بلدهم . وحماية ارضهم وكذلك استشهد الكثير منهم ومنهم مازال لحد الان يقاتل.
3- ادى ذلك الى ابتعاد هذا القسم المنتج وتحول الى مقاتل في الجيش والذي ادى بدوره الى قلة الزراعة وقلة انتاج هذا المحصول.
4- وايضا ان عدم وجود تخطيط سليم حقيقي وواقعي من قبل الدولة وتركيزها فقط على الاستيراد للاستفادة من العمولات . ادى الى اهمالها للفلاح وعدم دعمه وعدم توفير اهم المستلزمات التي يحتاجها بل ايضا عدم دفع مستحقات الفلاح بعد الحصاد .
5- سوء الاحوال الجوية ادت الى انخفاض المستوى الزراعي وخصوصا الحنطة .قلة الامطار قيام الدول الاسلامية المجاورة للعراق بقطع الماء ادى ذلك الى انخفاض

هناك محافظات مهمة كانت مساهم في انتاج الحنطة بشكل رئيسي خصوصا محافظة نينوى ومركزها الموصل. الا انها لم تعد تنتج وهذا قد اثر سلبا على انتاج الحنطة القومي ويعود السبب بذلك الى الحروب المستمرة في هذه المنطقة والدمار الذي فيها منذ عام 2014 وبالتالي اعتبار هذه المناطق غير امنة رغم انها مناطق زراعية مهمة وذات طابع اروائي وتصلح للزراعة بالإضافة الى نزوح العديد من العوائل الفلاحة وترك ارضيهم.

المصادر العربية:

1. الدليمي، ناظم عبدالله،(1994)، "أساليب دمج السلاسل الزمنية والبيانات المقطعية في تحليل بعض الظواهر الاقتصادية" اطروحة دكتوراه، كلية الادارة والاقتصاد، جامعة بغداد.
2. الزيدي، ازهار سلمان زامل، (1986)، "استخدام اسلوب الدمج بين السلاسل الزمنية في البيانات المقطعية لتحليل سلوك المستهلك العراقي في ضوء بحث ميزانية الاسرة لعام 1984م، "رسالة ماجستير في الاحصاء، كلية الإدارة والاقتصاد، جامعة بغداد.
3. القيسي، باسم شليبة، (1999)، "اسلوب بيز في اختبار ومعالجة مشكلة عدم تجانس التباين في النماذج الخطية" رسالة ماجستير في الاحصاء، كلية الادارة والاقتصاد، جامعة بغداد
4. حسن، عادل ماجد، (2021)، "مقارنة كفاءة تقدير بعض النماذج المعلمية واللامعلمية للبيانات الطولية مع تطبيق عملي"، رسالة ماجستير في الاحصاء، كلية الإدارة والاقتصاد، الجامعة المستنصرية.
5. كاظم، د. اموري هادي، (1988)، "طرق القياس الاقتصادي"، الطبعة الاولى، مطبعة التعليم العالي، جامعة بغداد، العراق.
6. كاظم ، د. اموري هادي والقيسي، باسم شليبة، (2002)، "القياسي الاقتصادي المتقدم النظرية والتطبيق"، الطبعة الاولى، مطبعة مكتبة دنيا الامل، بغداد، العراق.

المصادر الاجنبية

7. Abo nazel , M,R. (2009), " some properties , oF , random coefficients Regression estimators , " Cairo university , Egypt.
8. Abo nazel , M,R. (2016), " Generalized random coefficients estimators of panel data models : asymptotic and small sample properties " , Cairo university , Egypt.
9. Abo nazel , M,R. (2018), " Different estimators for stochastic parameters panel data models with serially correlated errors " , J. stat. Appl. Pro.7 , No.3 , 423-434, Cairo university , Egypt.
10. Abo nazel , M,R. (2019), " Generalized estimators of stationary random coefficients panel data models : Asymptotic and small sample properties " , statistical journal , v.17 , N.4 , October , pp.(493-521), Cairo university , Egypt.
11. Akin , J.S. , Guilkey, D, K and Robin S. (1979)"random coefficient probity model with an application to a study of mi gration " , Journal of Econometrics N.11, 233-246.
12. Baltagi , B.H., (2005), " Econometric Analysis of Panel Data "
13. Carroll R.J. , and Ruppert. D. , (1970)" Robust estimators for random coefficient regression models "
14. Dar , and Khalkhali , S. , A. (1999) ," the impact of government size on economic grouth : a time series cross – country study"
15. Figueroa B., Eugenio, Pastén C. Roberto, (2009). "country –specific environmental kuznets curves : ARandom coefficient approach applied to high-income countries " Estudios de Economies. Vol. 36 - No 1, Jun. P. 5-32.
16. Hsiao , C. , (1975), " some estimation methods for a random coefficient model " , econometrical , vol.43, No.2 , march , P.305-325.
17. Hsiao , C. , Pesaran and Mohamed , H., (2004), " random coefficient panel data models " , August ,Discussion paper , No.1236.

18. Hsiao , C. ,Li, co. , Liang , Z. and Xie, w. , (2019)," panel data estimation for correlated random coefficient models " , February ,
19. Judson , R.A. and owen A.l. , (1996) "Estimating Dynamic panel data model : A practical guide for macro economists "
20. Kiviet J.F. ,.(2009) " Strength and weakness of instruments in IV and GMM estimation of dynamic panel data models " January , (University of Amsterdam & Tinbergen Institute).
21. Kripfganz , S. , (2017)"xtseqreg : Sequential (two-stage) estimation of linear panel data models " , University of Exeter Business School, Department of Economics, Exeter, UK.
22. Lee. L. F. and Griffiths , W. E. ,(1979)" The Prior Likelihood and Best Linear unbiased Prediction in Stochastic Coefficient Linear Models " , No.I - March.
23. Leeuw J. D. and itakreft I. , (1986) "Random coefficient models for multilevel analysis ",journal of Educational Statistics, No.11, p.57–85.
24. Liang , Z. , (2012). "Binary Response Correlated Random Coefficient Panel Data Models " January No. 18.
25. Mohamed , H. ,Pesaran and chudik , A. ,(2020) " An Augmented Anderson-Hsiao Estimator for Dynamic Short-T Panels " Paper 327.
26. Mousa ,A. , Youssef , A.H. and Abonazel, M. R. ( ) "A Monte Carlo Study for Swamy's Estimate of Random Coefficient Panel Data Model " Department of Applied Statistics and Econometrics, Institute of Statistical Studies and Research, Cairo University, Cairo, Egypt.
27. Oshchepkov , A. and Shirokanova , A. (2020) "multilevel modeling for economists : why , when and how " WPBRB 233/EC.
28. Park ,H .M. ,(2005), "Linear regression model for panel data using SAS, STATS, LIMDEP and SPSS http:// www.indiana.edu/2 stat .math.
29. Petzold , M. and Jonsson, R. (2003)" Maximum Likelihood Ratio based small-sample tests for random coefficients in linear regression " Department of Statistics, Goteborg University, Goteborg, Sweden, ISSN 0349-8034.
30. Poi , B., P.(2003) ." Swamy's random-coefficients model " The Stata Journal (2003) Number 3, pp. 302–308 .
31. Resenbld .A.,(2008), 'gretl', Journal statistical software, voL.25, http:// www.Jstats,ft.org
32. Rosenberg, B. , (1973) "A survey of stochastic parameters regression " Annals of Economic and Social Measurement, voL,2,n,4
33. Smith, R. , P. and Ali , T. (2010)" Random coefficients models of arms imports " Economic Modeling 27 (2010) 1522–1528.
34. Swamy P.A.V.B. and Mehta ,J.S., (1973),"Bayesian analysis of error component Regression Models " , JASA, vol .68, no.343,pp.648
35. Swamy ,P.A.V.B. and Mehta ,J.S., (1975),"Bayesian and non- Bayesian of switching regressions and of random coefficient regression models", JASA,no.351, pp.533

36. Swamy, P. A. V. B. and Arora , S. (1972),"the exact finite sample properties and the estimators of coefficients in the error components regressions models " , Econometric , Vol.40 , P.261-275.
37. Swamy, P. A. V. B. and Methta , J. S. , (1977),"estimation of Linear model with time and gross-section ally varying coefficient" ,JASA,vol.72 , December , P.890-898.
38. Swamy, P. A. V. B.(1970)" Efficient Inference in a Random Coefficient Regression Model " Econometric a, Vol. 38, No. 2. (Mar.), pp. 311-323
39. Swamy, P. A. V. B.(1971). " Statistical Inference in Random Coefficient Regression Models " Barlin : Springer Verlag.
40. Swamy, P. A. V. B.(1974)" Linear model with random coefficient , in frontiers in econometrics " New York : academic press , Inc.
41. P. A. V. B. Swamy and S. S. Arora . (1972) ." THE EXACT FINITE SAMPLE PROPERTIES OF THE ESTIMATORS OF COEFFICIENTS IN THE ERROR COMPONENTS REGRESSION MODELS " Econometric Society, Econometrica, Vol. 40, No. 2 (Mar., 1972), pp. 261-275.
42. Takeshi Amemiya .(1971) . " THE ESTIMATION OF THE VARIANCES IN A VARIANCE-COMPONENTS MODE " ، the Economics Department of the University of Pennsylvania and Institute of Social and Economic Research -- Osaka University ،International Economic Review, Vol. 12, No. 1 (Feb., 1971), pp. 1-13.
43. Wallaco , T.D and Ashiq Hussain , (1969) , " the use of error components models in combining cross section with time series data " , econometric a , vol.37, January , P. 55-72.