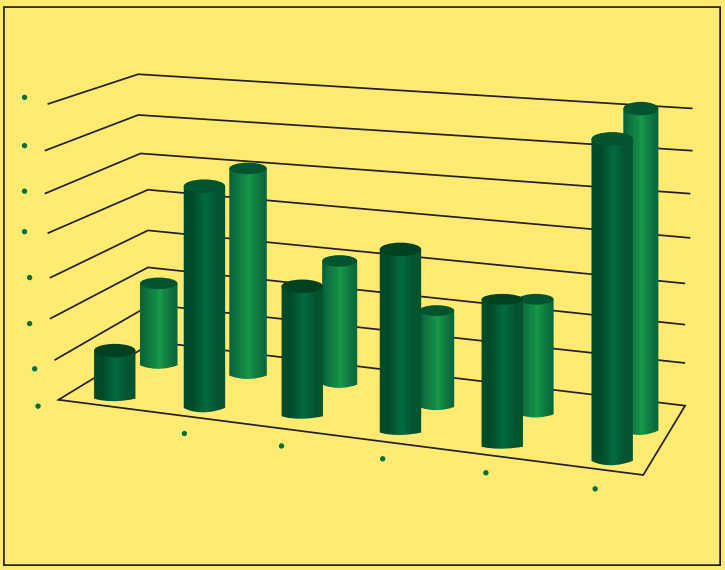
المعهد العربي للتدريب والبحوث الإحصائية

مجلة العلوم الإحصائية



العدد رقم 22

مجلة علمية محكمة

يصدرها المعهد العربي للتدريب والبحوث الإحصائية

معتمدة في قائمة المجلات العلمية ulrich´s

www.ulrichsweb.com

مصنفة في معامل التأثير والاستشهادات المرجعية العربي (أرسيف)

www.emarefa.net/arcif/

ISSN 2522-64X (Online), ISSN 2519-948X (Print)

مجلة العلوم الإحصائية

March. 2024

No. 22

مجلة العلوم الإحصائية

مجلة علمية محكمة

هيئة التحرير

رئيس هيئة التحرير

الأستاذ الهادي السعيدي

أمين التحرير

الدكتور لحسن عبد الله باشيوه

أعضاء هيئة التحرير

أ. د. فيصل الشرعبي	أ. د. عبد الخالق التهامي	ا. د. مختار الكوكي
أ.د. عيسى مصاروه	أ. د. احمد شاكر المتولي	أ.م. د. سلوى محمود عسار
أ. م. د. حسان أبو حسان	أ. م. د. حميد بوزيدة	

أعضاء الهيئة الاستشارية

د. قاسم الزعبي	د. نبيل شمس	أ. د. عوض حاج علي
د. ضياء عواد	د. خليفة البرواني	أ. د. ميثم العيبي اسماعيل
د. لؤي شبانه	أ. د. غازي رحو	أ.م. د. محمد حسين علي الجنابي
	د. علا عوض	

معتمدة في قائمة المجلات العلمية **Ulrich's**
www.ulrichsweb.com
مصنفة في معامل التأثير والاستشهادات المرجعية العربي (أرسيف)
www.emarefa.net/arcif/

ISSN 2522-64X (Online), ISSN 2519-948X (Print)

ص.ب: 851104 عمان 11185 الأردن P.O. Box: 851104 Amman 11185 Jordan
Tel: +96265549805 Fax: +96265549804 www.aitrs.org info@aitrs.org

شروط النشر في مجلة العلوم الإحصائية

1 – تنشر المجلة البحوث والدراسات العلمية في المجالات الإحصائية والمعلوماتية المكتوبة باللغة العربية والانكليزية والفرنسية على أن لا يكون البحث المقدم للنشر قد نشر او قدم للنشر في مجلات او دوريات أخرى او قدم ونشر في دوريات لمؤتمرات أو ندوات.

2 – ترسل البحوث والدراسات الى أمين التحرير على أن تتضمن اسم الباحث او الباحثين وألقابهم العلمية وأماكن عملهم مع ذكر عنوان المراسلة وأرقام الهواتف والبريد الالكتروني. وان يرسل البحث المراد نشره الكترونيا (على قرص او بالبريد الالكتروني) وفق المواصفات أدناه:

أ – أن يكون مطبوعاً على ورق حجم A4 وان يكون على شكل عمود واحد ويستخدم للغة العربية نوع حرف (Simplified Arabic) و(Times New Roman) للإنجليزية والفرنسية وبحجم خط (12). وباستخدام Microsoft Word وعلى وجه واحد للورقة.

ب – الهامش مسافة 2.5 سم لجميع جوانب الورقة.

ج – يرفق الباحث ملخصاً عن بحثه باللغتين العربية والانجليزية والفرنسية بما لا يزيد عن صفحة واحدة.

د - يتم الإشارة الى المصادر العلمية في متن البحث وفي نهايته، مع مراعاة أن لا يتضمن البحث سوى المصادر التي تم الإشارة إليها في المتن ووفق الأصول المعتمدة في ذلك (اسم المؤلف، سنة النشر، عنوان المصدر، دار النشر، البلد).

هـ– ترقم الجداول والرسوم التوضيحية وغيرها حسب ورودها في البحث، كما توثق المستعارة منها بالمصادر الأصلية.

و– أن لا يزيد عدد صفحات البحث اوالدراسة عن (25) صفحة.

3 – يتم إشعار الباحث باستلام بحثه خلال مدة لا تتجاوز يومين عمل من تاريخ استلام البحث.

4 – تخضع كافة البحوث المرسلة الى المجلة للتقييم العلمي الموضوعي ويبلغ الباحث بالتقييم والتعديلات المقترحة إن وجدت خلال مدة لا تتجاوز اسبوعان من تاريخ استلام البحث.

5 – لهيئة تحرير المجلة الحق في قبول او رفض البحث ولها الحق في إجراء أي تعديل او إعادة صياغة جزئية للمواد المقدمة للنشر بما يتماشى والنسق المعتمد في النشر لديها بعد موافقة الباحث.

6 – يصبح البحث المنشور ملكاً للمجلة ولا يجوز إعادة نشره في أماكن أخرى.

7 – تعبر المواد المنشورة بالمجلة عن آراء أصحابها، ولا تعكس وجهة نظر المجلة او المعهد العربي للتدريب والبحوث الإحصائية.

8 – ترسل البحوث على العنوان الالكتروني للمجلة:

journal@aitrs.org / Info@aitrs.org

المحتويات

ت	اسم البحث والباحث	رقم الصفحة
1	بعض مقدرات الحرف الحصينة المبني على الفروق لأنموذج الانحدار شبه المعلمي **وسام خالد سعيد /**قسم الإحصاء، كلية الادارة والاقتصاد /جامعة بغداد **رباب عبد الرضا صالح /**قسم الإحصاء، كلية الادارة والاقتصاد /جامعة بغداد	1
2	مقارنة بعض طرائق تقدير انموذج سوامي ايلاف مجيد حميد علي /قسم الاحصاء / كلية الادارة والاقتصاد الجامعة المستنصرية أ.م.د عدي طه رحيم / قسم الاحصاء / كلية الادارة والاقتصاد الجامعة المستنصرية	24
3	Topp-Leone Discrete Burr Type II Distribution: Properties and Applications Nahed M. Helmy, and Amel T. Alghnam Department of Statistics, Faculty of Commerce, AL-Azhar University Girls' Branch, Egypt Magda M. Ismail and Asmaa M. Abdallah Department of Statistics, Faculty of Commerce, AL-Azhar University (Girls' Branch), Tafahna Al-Ashraf, Egypt	41
4	Some methods for estimating the distribution of beta expanded with the application Hajer Falah Taheer & Dr. Rawaa Salh Al-Saffar Statistics department / College of Administration & Economics Mustansiriyah University	63
5	Comparison of some partial methods of the logistic regression model with the application Prof. Dr. Haifa Taha Abd and Soadad Rashied Hameed AL-Zuhairi Statistics department / College of Administration & Economics/ Mustansiriyah University	76

مقارنة بعض طرائق تقدير انموذج سوامي

ايلاف مجيد حميد علي
قسم الاحصاء / كلية الادارة والاقتصاد
الجامعة المستنصرية

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

تاريخ استلام البحث: 2023/08/12

تاريخ قبول البحوث: 2023/08/31

نشر البحث في العدد الثاني والعشرين: اذار / مارس 2024

رمز التصنيف ديوي / النسخة الالكترونية (Online): 2522-64X/519.287

رمز التصنيف ديوي / النسخة الورقية (Print): 2519-948X/519.287

مقارنة بعض طرائق تقدير انموذج سوامي

ايلاف مجيد حميد علي
قسم الاحصاء / كلية الادارة والاقتصاد
الجامعة المستنصرية

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

المستلخص

تم في اطار هذا البحث دراسة نماذج المعاملات العشوائية (انموذج سوامي وانموذج هسياو) 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 وانموذج هسياو 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 .عند مقارنة طرق التقدير الثلاثة المستخدمة لأنموذج سوامي ظهر بان افضل طريقة تقدير لأنموذج سوامي هي طريقة GLS وقد امتلكت اقل متوسط مربعات الاخطاء SE=0.006018 بالإضافة الى امتلاكها اعلى معامل تحديد $R^2 = 0$ عند مقارنة طريقتين التقدير لأنموذج هسياو ظهر بان افضل طريقة تقدير لأنموذج هسياو هي طريقة GLS وقد امتلكت اقل متوسط مربعات الاخطاء MSE= 0.005281 بالإضافة الى امتلاكها اعلى معامل تحديد .$R^2 = 0$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. نلاحظ وجود تقارب قليل من حيث النتائج ما بين انموذج سوامي وانموذج هسياو 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 .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. من خلال المعادلة التقديرية نلاحظ بان زيادة وحدة واحدة من غلة الدونم سيؤديX_2 الى كمية انتاج الحنطة بمقدار وهذا يعني بان العلاقة تكون الذي يمثل المساحة المزروعة بان هناك خلل في عملية الزراعة اذ ان الزراعة للمساحات هذه تحدث دون تخطيط.

Abstract :

In the framework of this research, models of random transactions (Swami model and Hsiao model) have been studied, the phenomenon of merging time-series and cross-sectional data, which is called longitudinal data. Thus, these models allow the regression coefficients to change during different times and for different cross sections so that all the coefficients have in addition to the

average a specific compound for the cross section and a specific quantity for the time period. Therefore, the estimation process for the parameters of the Swami model and the Hsiao model will deal with the randomness of the parameters, meaning that the change in the regression parameters It will be across the cross sections because there is a difference from one cross section to another. In addition to the time period.

When comparing the three estimation methods used for the Swami model, it appeared that the best estimation method for the Swami model was the GLS method, which had the lowest mean squared errors MSE = 0.006018, in addition to having the highest coefficient of determination R^2 = 0 when comparing the two estimation methods of the Hsiao model. It appeared that the best estimation method for the model Hsiao is the GLS method and it has the lowest mean squared error MSE = 0.005281 in addition to having the highest coefficient of determination R^2 = 0. When comparing between the Swami model and the Hsiao model. Where the value of MSE = 0.005281 was less than the value of MSE = 0.006018 for the Swami model. He had a coefficient of determination R^2 = 0.9681 greater than the coefficient of determination of the Swami model. And the estimation methods used for it are GLS because it is the best. We note that there is little convergence in terms of results between the Swami model and the Hsiao model. All regression coefficients for the Swami model appeared random and for all methods used. Also, the regression parameters of the Hsiao model appeared random and for all the methods used in the estimation, which indicates the suitability of these models and that they are suitable for the data, and that there are few differences between the differentiation criteria, making the Hsiao model the best. Through the estimated equation of the Hsiao model. We note that an increase of one unit of the cultivated area will lead to X_1 in the amount of wheat production by an amount, and this means that the relationship is. Through the estimated equation, we note that an increase of one unit of the yield of a dunum will lead to the amount of wheat production by X_2. This means that the relationship represents the cultivated area that there is a defect in the cultivation process, as the cultivation of these areas occurs without planning.

1- 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 وانموذج هسياو) . وبذلك فلا نستخدم طريقة المربعات الصغرى OLS في تقدير هذه النماذج 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.

2- 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

3- هدف البحث

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

4- نماذج معاملات الانحدار العشوائي

ان سلوك المتغير العشوائي خلال المقاطع العرضية ممكن ان ينعكس ليس فقط على الحدود الثابتة لكن ايضاً على معاملات الانحدار . وتحت افتراض ان المتغيرات الهيكلية عبر السلسلة الزمنية والمقاطع العرضية تكون متضمنة في معاملات الانحدار. فان معاملات الانحدار هذه مكن ان تتغير خلال المقاطع العرضية فقط او تتغير خلال المقاطع العرضية والزمن . وان الانموذج المستخدم لدمج السلاسل الزمنية وبيانات المقاطع العرضية يمكن تمثيلة كالاتي :

$$Y_{it} = \sum_{k=0}^{p} \beta_{ki} \times_{kit} + U_{it} \qquad \dots (1)$$

i=1,2,…,N

t=1,2,…,T

حيث ان $\times_{0it} = 1$. وبافتراض ان استجابة المتغيرات المعتمد Y_{it} للتغيرات في المتغيرات المستقلة X_{kit} تكون مختلفة خلال المقاطع العرضية المختلفة لكنها ثابتة خلال الزمن لكل مقطع عرضي

ان اسلوب تقدير انموذج معاملات الانحدار العشوائية يعتمد على معاملات الانحدار β_{ki} فاذا تعامل معها باعتبارها . معالم ثابتة مطلوب تقديرها سمي الانموذج في المعادلة (1) بأنموذج معادلات الانحدار غير المرتبطة ظاهريا .

Seeming Unrelated Regression Equations Model وللاختصار يكتب (SURE) او نتعامل معها كمتغيرات عشوائية مطلوب التنبؤ عنها .

وفي هذه الحالة يكون من الممكن توسيع انموذج الخطأ المركب الى انموذج معاملات الانحدار العشوائية (RCR) اذ ان كل المعاملات يسمح لها بالتغير بصورة عشوائية خلال المقاطع العرضية وايضاً من الممكن توسيع انموذج الخطأ المركب الى انموذج معاملات انحدار عشوائية خلال المقاطع العرضية والزمن .

حيث ان كل المعاملات يكون لها بالإضافة الى المتوسط هناك مركبة محددة للمقطع العرضي وايضاً مركبة محددة للفترة الزمنية .

ويمكن تمثيل ذلك بالأنموذج التالي :

$$Y_{it} = \sum_{k=1}^{p} (\overline{\beta}_k + \mu_{kt} + \lambda_{kt}) X_{kit} + U_{it} \qquad \dots (2)$$

i=1,2,...,N

t=1,2,...,T

5- أنموذج 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 كالآتي:

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

i = 1 , 2 .... N , t= 1 , 2 .....T

يمكن التعبير عن انموذج سوامي في المعادلة (3) بصيغة المصفوفات وكالاتي :

$$Y_i = \beta_i X_I + U_i \qquad \dots (4)$$

i = 1 , 2 .... N

حيث ان كل مقطع عرضي يمتلك T من المشاهدات وان :

$\underline{Y_i}$: تمثل متجه المتغير المعتمد من درجة Tx1

Xi : تمثل مصفوفة المتغيرات المستقلة من درجة T x p

$\underline{\beta_i}$: متجه المعاملات العشوائية من درجة px1

$\underline{U}$: متجه الخطأ العشوائي من درجة Tx1

وبموجب انموذج سوامي فأن معاملات الانحدار ($\underline{\beta_i}$) قد فرضت بانها تتغير بشكل كلي كمجموعة ولا يكون تغيرها وفقا لمستوى المقاطع العرضية الفردية.

6- تقدير المعالم $\overline{\beta}$ 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) Minimum Variance unbiased estimator الى $\overline{\beta}$ ولتقدير معلمات الانحدار $\overline{\beta}$ في انموذج (8 - 2) باستخدام طريقة المربعات الصغرى العامة GLS سنستخدم الصيغة التالية : (1)

$$\underline{\widehat{\beta}}_{GLSR} = (X'\Omega^{-1}X)^{-1}X'\Omega^{-1}\underline{Y} \qquad \dots (5)$$

ويمكن اعادة كتابة المعادلة (5) بصيغة اخرى هي :

$$\underline{\widehat{\beta}}_{GLSR} = \left(\sum_{j=1}^{N} X_j'\Omega_{jj}^{-1}X_j\right)^{-1}\left(\sum_{i=1}^{N} X_i\Omega_{ii}^{-1}\underline{Y_i}\right) \qquad \dots (6)$$

وبتعويض المعادلة (4) في المعادلة (6) سنحصل على الصيغة التالية.

$$\underline{\widehat{\beta}}_{GLSR} = \left[\sum_{j=1}^{N} X_j'\left\{X_j\Delta X_j' + \sigma_{jj}I_T\right\}^{-1}X_j\right]^{-1}\left[\sum_{i=1}^{N} X_i'\left\{X_i\Delta X_i' + \sigma_{ii}I_T\right\}^{-1}\underline{y_i}\right] \quad \dots (7)$$

حيث ان:

$\underline{\widehat{\beta}}_{GLSR}$: تمثل متجه المعلمات المقدرة بطريقة المربعات الصغرى العامة .

وباستخدام نتيجة المصفوفة التي توصل اليها العالم Rao عام 1965 على المعادلة (6) سنحصل على :

$$(\sigma_{ii}I_T + X_i\Delta X_i')^{-1} = \frac{M_i}{\sigma_{ii}} + X_i(X_i'X_i)^{-1}[\Delta + \sigma_{ii}(X_i'X_i)^{-1}]^{-1}(X_i'X_i)^{-1}X_i \quad \dots(8)$$

حيث ان:

$$M_i = I_T - X_i(X_i'X_i)^{-1}X_i'$$

وبتعويض صيغة المعادلة (7) بصيغة المعادلة (6) سينتج لنا :

$$\underline{\widehat{\beta}}_{GLSR} = \sum_{i=1}^{N} W_i\underline{b_i} \qquad \dots (9)$$

حيث ان :

$$W_i = [\sum_{j=1}^{N}\left\{\Delta + \sigma_{jj}\left(X_j'X_j\right)^{-1}\right\}^{-1}]^{-1}\ \{\Delta + \sigma_{ii}(X_i'X_i)^{-1}\}^{-1} \quad \dots (10)$$

وان :

$$\underline{b_i} = (X_i'X_i)^{-1}X_i'\underline{y_i} \qquad \dots (11)$$

حيث ان $\underline{b_i}$ تمثل تقديرات المربعات الصغرى ordenary least square method بالنسبة الى $\underline{B_i}$ و ان صيغة المعادلة (8) تتطلب ايجاد معكوس مصفوفة من الرتبة (p)

اما مصفوفة التباين والتباين المشترك Variance-Covariance matrix للمقدر $\underline{\widehat{\beta}}_{GLSR}$ فهي كالاتي :

$$V\left(\underline{\widehat{\beta}}_{GLSR}\right) = \left[\sum_{i=1}^{N} X_i' \{X_i \Delta X_i' + \sigma_{ii} I_T\}^{-1} X_i\right]^{-1}$$

$$V\left(\underline{\widehat{\beta}}_{GLSR}\right) = \left[\sum_{i=1}^{N} \{\Delta + \sigma_{ii} (X_i' X_i)^{-1}\}^{-1}\right]^{-1} \quad \dots (12)$$

7- تقدير المعالم لأنموذج سوامي باستخدام طريقة سوامي و اورا

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

$$EUU' = \sigma_\mu^2(I_n \times t_T t_T') + \sigma_\lambda^2(t_T t_T' \times I_T) + \sigma_v^2 I_{nT} \quad \dots (13)$$

وبافتراض ان هناك مصفوفة متعامدة هي O_T وهي من درجة T وان الصف الاول لها هو $\frac{t_T}{\sqrt{T}}$ وان هذه المصفوفة معرفة كالاتي :

$$O_T = \left[\frac{t_T}{\sqrt{T}} \quad , \quad C_1'\right]'$$

حيث ان

$C_1'C_1 = I_T - t_T t_T' t^{-1}$ وان $T' = T - 1$, $C_1C_1' = I_T$, $C_1C_T = 0$

ان المقدر لهذه الطريقة سيعتمد على C_1C_1' وليس على C_1 وحدها. وبتطبيق التحويل المعرف كالاتي :

$$Q_1 = (I \times t_T'/\sqrt{T})$$

والى كل المشاهدات nT فأننا سنحصل على المعادلة التالية :

$$Y_1 = X_1\beta + U_1 \quad \dots (14)$$

حيث ان $Y_1 = Q_1Y$, $X_1 = Q_1X$, $U_1 = QU$

كما ان Y_1 تمثل متجه من درجة n x 1

وان U_1 تمثل متجه من درجة n x 1

اما X_1 فتمثل مصفوفة من درجة n x k

8- تقديرات المعالم باستخدام طريقة أميما

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

$$Y_{it} = \alpha + \sum_{j=1}^{k} \beta_i \alpha_{jit} + U_{it} \quad \dots (15)$$

$$\hat{S} = \frac{S(U'\Lambda^{-1}\,U)}{NT} \qquad \dots(16)$$

وكذلك فان تقدير S_1 , S_2 هي

$$\hat{S}_1 = \frac{1}{T}\,\frac{1}{N-1}\left(\frac{U'A\,U}{T} - \frac{U'J\,U}{NT}\right) - \frac{1}{T}\hat{S} \qquad \dots(17)$$

$$\hat{S}_2 = \frac{1}{N}\,\frac{1}{T-1}\left(\frac{U'B\,U}{T} - \frac{U'J\,U}{NT}\right) - \frac{1}{N}\hat{S} \qquad \dots(18)$$

9- اختبار عشوائية المعاملات

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 :

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

$$H_\beta = \sum_{i=1}^{N} \frac{\left(\underline{b_i} - \underline{\hat{\beta}_i}\right)' X_i' X_i \left(\underline{b_i} - \underline{\hat{\beta}_i}\right)}{S_{ii}} \qquad \dots(19)$$

حيث ان : $\underline{b_i}$ تمثل تقديرات المربعات الصغرى OLS الى β_i وان

$$\hat{\beta} = \left[\sum_{i=1}^{N} \frac{X_i' X_i}{S_{ii}}\right]^{-1} \sum_{i=1}^{N} \frac{X_i' X_i}{S_{ii}}\,\underline{b_i} \qquad \dots(20)$$

وان توزيع الاحصاء H_β تحت فرضية العدم H_o يقترب من توزيع مربع كاي X^2 بدرجة حرية K(N-1) .

وبافتراض ان $\hat{S}_{it}$ تمثل البواقي التي نحصل عليها من تطبيق طريقة المربعات الصغرى بشكل منفصل على كل فترة زمنية فان المقدر المتسق الـ σ_U^2 هو

$$\hat{\sigma}_U^2 = \frac{1}{NT}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T} \hat{r}_{it}\hat{S}_{it} \qquad \dots(21)$$

10- 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 عليه، وسنتطرق الى استعمال المعايير الاتية.

اولا: معيار متوسط مربعات الاخطاء

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

$$Mse = \frac{sse}{n-p} \qquad \dots(22)$$

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

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 .

$$R^2 = \frac{\sum \hat{Y}^2}{\sum Y^2} \qquad \dots (23)$$

اذ ان

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

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

11- وصف البيانات

من الجدول (3-1) نلاحظ بان كمية انتاج محصول الحنطة السنوي لكل محافظة من المحافظات (12) المختارة تمثل المتغير المعتمد Y اما المتغيرات التوضيحية (المستقلة) فان $\boldsymbol{X_1}$ يمثل المساحة المزروعة السنوية لكل محافظة وان $\boldsymbol{X_2}$ تمثل غلة المحصول السنوي لكل محافظة . و عدد القطاعات N تمثل عدد المحافظات اي ان N=12 , (i =1,2,…,12) اما الفترة الزمنية المختارة فهي من سنة 2015 – 2019 اي ان T=5 , (t=1,2,…,5) , وبسبب استخدام متغيرين توضيحيين $\boldsymbol{X_1}$, $\boldsymbol{X_2}$ فقط فهذا يعني بان K=2 . ومن الجدول (3-1) نلاحظ بانه قد اعطي رمز لمحافظة كركوك وهو الرمز (1) والذي يمثل ايضاً القطاع (1), ولمحافظة ديالى بالرمز (2) والذي يمثل القطاع (2) ولمحافظة بغداد بالرمز (3) والذي يمثل القطاع (3) ولمحافظة بابل بالرمز (4) والذي يمثل القطاع (4) ولمحافظة كربلاء بالرمز (5) والذي يمثل القطاع (5) ولمحافظة واسط بالرمز (6) والذي يمثل القطاع (6) ولمحافظة النجف بالرمز (7) والذي يمثل القطاع (7) والقادسية بالرمز (8) والمثنى بالرمز (9) و ذي قار بالرمز (10) وميسان بالرمز (11) والبصرة بالرمز (12) وهي نفس ارقام القطاعات لكل منها وفي الملحق (1) تم عرض بعض اشكال الجداول البيانية والتكلم عن محصول الحنطة وانتاجيته لكل محافظة واخذ اللوغاريتم لبيانات الجدول (3-1) لتسهيل العمل والجدول (3-2) يبين ذلك

الجدول (3-2) يبين بيانات الجدول (3-1) بعد اخذ اللوغاريتم لها

ID	Time	Y	X1	X2
1	1	6.230	3.711	5.638
1	2	5.681	3.286	5.153
1	3	5.679	3.411	5.175
1	4	5.677	3.231	5.176
1	5	6.038	3.428	5.546
2	1	6.075	4.642	5.409
2	2	6.251	4.673	5.740
2	3	6.339	4.703	5.738
2	4	6.060	4.228	5.466
2	5	6.345	4.561	5.796
3	1	5.863	4.583	5.256
3	2	5.668	4.336	5.096

ID	Time	Y	X1	X2
3	3	5.797	3.277	5.277
3	4	5.696	4.083	5.090
3	5	5.567	3.896	5.009
4	1	6.151	5.002	5.516
4	2	6.065	4.721	5.512
4	3	6.107	4.689	5.513
4	4	5.983	4.514	5.406
4	5	5.902	4.279	5.361
5	1	5.164	3.974	4.467
5	2	5.089	3.453	4.508
5	3	5.214	3.731	4.605
5	4	5.132	3.213	4.568
5	5	5.395	3.803	4.816
6	1	6.573	4.893	5.991
6	2	6.419	4.915	5.853
6	3	6.614	4.918	6.024
6	4	6.539	4.527	5.977
6	5	6.467	4.966	5.843
7	1	5.952	3.990	5.324
7	2	5.842	3.744	5.328
7	3	5.851	3.344	5.316
7	4	5.879	3.367	5.285
7	5	5.864	3.775	5.301
8	1	6.439	5.408	5.660
8	2	6.415	5.366	5.675
8	3	6.471	5.310	5.710
8	4	6.368	5.213	5.623
8	5	6.209	3.521	5.713
9	1	6.122	5.108	5.199
9	2	6.087	5.142	5.167
9	3	6.097	5.029	5.228
9	4	5.992	5.090	4.985
9	5	6.121	5.184	5.165
10	1	6.123	5.152	5.220
10	2	6.171	5.218	5.308
10	3	6.103	4.967	5.320
10	4	5.920	4.724	5.164
10	5	6.282	5.074	5.494
11	1	6.380	4.992	5.594
11	2	6.377	5.270	5.598
11	3	6.175	3.565	5.611
11	4	6.109	4.870	5.366
11	5	5.847	4.931	4.910
12	1	5.815	4.160	5.094
12	2	5.562	3.801	4.880
12	3	5.610	3.378	4.946

ID	Time	Y	X1	X2
12	4	5.178	3.229	4.515
12	5	4.889	3.624	4.202

12- تقدير المعالم

12-1 تقدير معالم انموذج سوامي باستخدام طريقة المربعات الصغرى العامة GLS

ان المعالم المطلوب تقديرها لأنموذج سوامي هي $\overline{\beta}$ فضلا عن اختبار فرضية عشوائية لمتجهات معاملات معادلات القطاعات (المحافظات)(12) $\overline{\beta}$.

ولذلك قام الباحث بتقدير متجهات المعاملات ($\overline{\beta}$) لأنموذج سوامي باستخدام طريقة المربعات الصغرى العامة (GLS) والمعرفة وفق صيغة المعادلة وكالاتي

وبذلك فان b_i و S_{ii} قد تم حسابها لكل قطاع (محافظة) وكالاتي

الجدول (2) يبين قيم b_i و S_{ii} لكل محافظة

Cross-Section	Bi			Sii
1	0.069	0.246	0.928	0.001125
2	1.793	0.116	0.691	0.002071
3	0.376	0.063	0.989	0.000678
4	1.57	0.2	0.648	0.000580
5	1.16	0.149	0.762	0.000367
6	0.427	0.079	0.962	0.000740
7	9.102	0.112	-0.684	0.002388
8	0.253	0.143	0.954	0.000335
9	1.726	0.321	0.528	0.000231
10	0.659	0.337	0.711	0.000431
11	1.566	0.129	0.739	0.002090
12	0.488	0.066	0.991	0.000090

حيث تم تقدير $\hat{\Delta}$ وذلك بتوظيف (b_i) الذي يمثل مقدرات المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS) لمعالم معادلة الانحدار المنفصلة لكل قطاع i (محافظة) والبواقي الناتجة منها وبذلك فان مصفوفة التباين والتباين المشترك $\hat{\Delta}$ لأنموذج سوامي هي :

$$S_b = \begin{bmatrix} 65.688 & -0.297 & -12.122 \\ -0.297 & 0.097 & -0.024 \\ -12.122 & -0.024 & 2.305 \end{bmatrix}$$

$$\hat{\Delta} = \begin{bmatrix} 5.972 & -0.027 & -1.102 \\ -0.027 & 0.009 & -0.002 \\ -1.102 & -0.002 & 0.210 \end{bmatrix}$$

ونتيجة لذلك فان تقدير ($\overline{b}^*_{RCR}$) معاملات الانحدار العشوائية لسوامي سيكون كالاتي

$$\overline{b}^{*}_{RCR} = \begin{bmatrix} 1.049 \\ 0.146 \\ 0.804 \end{bmatrix}$$

وان مصفوفة التباين والتباين المشترك للمعلمات المقدرة $\overline{b}^{*}_{RcR}$ هي

$$V - Cov\left(\overline{b}^{*}_{RCR}\right) = \begin{bmatrix} 0.573189 & -0.002324 & -0.105723 \\ -0.002324 & 0.000989 & -0.000382 \\ -0.105723 & -0.000382 & 0.020193 \end{bmatrix}$$

2-12 تقدير معالم انموذج سوامي باستخدام طريقة

باستخدام بيانات الجدول (1) وباستعمال البرنامج R في تطبيق هذه الطريقة تم تقدير المعالم β_i لأنموذج سوامي حسب هذه الطريقة والجدول (3) يبين ذلك.

الجدول (3) يبين القيم التقديرية لمعلمات انموذج سوامي بالإضافة الى std.error وقيم Z

Coefficients	β_i	Std. Error	z-value	p-value
Constant	-2.653697	0.148	5.634	<0.001
X1	0.83868	0.013	10.445	<0.001
X2	1.022544	0.027	31.180	<0.001

ومن خلال هذا الجدول نلاحظ معنوية هذه المعلمات لان قيمة p - value ظهرت اقل من 0.001

3-12 تقدير معالم انموذج سوامي باستخدام طريقة

باستعمال البرنامج R لتطبيق طريقة Amemiya على بيانات الجدول (1) تم تقدير المعالم لأنموذج سوامي . والجدول (4) يبين ذلك

الجدول (4) يبين القيم التقديرية لمعلمات انموذج سوامي وبالإضافة الى std.error وقيم z

Coefficients	$\boldsymbol{\beta_i}$	**Std. Error**	**z-value**	**p-value**
Constant	-2.653697	**0.148**	**5.583**	**<0.001**
X1	0.83868	**0.013**	**10.434**	**<0.001**
X2	1.022544	**0.027**	**31.215**	**<0.001**

ومن خلال الجدول (4) نلاحظ بان المعلمات حسب هذه الطريقة تكون معنوية .لان قيمة p-value اقل من 0.001

13- المقارنة ما بين طرائق تقدير معلمات انموذج سوامي

للمقارنة ما بين طرائق تقدير معلمات انموذج سوامي وهي طريقة GLS وطريقة SAM و طريقة AM تم استخدام معيار متوسط مربعات الاخطاء MSE وكذلك معامل التحديد R^2 ولكل طريقة والجدول (5) يبين ذلك

الجدول (5) يبين قيم معامل التحديد R^2 ومتوسط مربعات الاخطاء MSE لكل طريقة وكالاتي

Method	MSE	$\boldsymbol{R^2}$
GLS	0.006018	0.9636
SAM	0.00607	0.9633
AM	0.006105263	0.9631

ومن الجدول (5) نلاحظ بان افضل طريقة هي GLS لامتلاكها اقل متوسط مربعات الاخطاء MSE والذي بلغت قيمته MSE= 0.006018 . وان معامل التحديد لهذه الطريقة هو $R^2 = 0.9636$ وهو اعلى معامل تحديد. ثم جاءت بعدها بالمرتبة الثانية طريقة SAM لامتلاكها متوسط مربعات الاخطاء MSE قيمته MSE= 0.00607 و معامل التحديد لها هو $R^2 = 0.9633$ اما طريقة AM فقد جاءت ثالثاً .

14- اختبار عشوائية المعلمات لأنموذج سوامي

لاختبار فرضية عشوائية متجهات معاملات انموذج سوامي هل هي عشوائية ام غير عشوائية فان فرضية العدم ستمثل تساوي موجهات معالم معادلات القطاعات (المحافظات) وتكتب كالاتي :

$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 \dots = \beta_{12} = \beta$

$H_1 : \beta_1 \neq \beta_2 \neq \beta_3 \neq \cdots \neq \beta_{12} \neq \beta$

فقد ظهرت بان جميع المعلمات عشوائية ولكل الطرائق والجدول (6) يبين قيم احصاء الاختبار و P-value ولكل طريقة

الجدول (6) يبين قيم احصاء الاختبار و P-value لكل طريقة .

Method	**Chi.sq.**	**P-value**
GLS	741.950	0.0048
SAM	5796.93	2.22 e-16
AM	4197.97	2.22 e-16

ومن الجدول (6) نلاحظ بان جميع المعلمات ظهرت عشوائية ولكل الطرق علما بان قيمة مربع كأي الجدولية لمستوى معنوية (0.05) ودرجة حرية (33) والتي قيمتها $\chi^2_{(0.05,33)} = 20.867$ وبمان ان قيمة مربع كأي الجدولية اقل من قيمة مربع كأي المحسوبة ولكل الطرائق في الجدول (6) فهذا يعني باننا سنرفض فرضية العدم H_0 بمعنى اننا سنقبل الفرضية البديلة H_1 التي تعني باننا سنقبل فرضية عشوائية متجهات المعاملات لانموذج سوامي . وبذلك فان تقديرات انموذج معاملات الانحدار العشوائية لسوامي تكون مناسبة عند دمج البيانات .

15- الاستنتاجات

اهم 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 $R^2 = 0.9636$

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 سيؤديX_2 الى كمية انتاج الحنطة بمقدار وهذا يعني بان العلاقة تكون
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.
6- هناك محافظات مهمة كانت مساهمة في انتاج الحنطة بشكل رئيسي خصوصا محافظة نينوى. 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 دخول الدواعش في عام 2014 وبالتالي اعتبار هذه المناطق غير امنة رغم انها مناطق زراعية مهمة وذات طابع اروائي وتصلح للزراعة هذا بالإضافة الى نزوح العديد من العوائل الفلاحة وترك ارضهم وذهابهم الى مناطق اكثر امناً.

16- التوصيات

1- لا يحتاج العراقيين الى توعيه ليعرفوا اهمية الزراعة ولكن يحتاج العراق الى دولة تضع خطط تحمي المواطن من المخاطر التي يتعرض لها البلد بشكل عام والزراعة بشكل خاص ولعل الزراعة من المواضيع المهمة
2- دراسة نماذج اخرى بمعاملات انحدار متغيرة خلال المقاطع العضية والزمن كأنموذج ومقارنته مع انموذج هسياو او انموذج سوامي Singh and Ullah

3- استخدام طريقة بيز في تقدير معلمات انموذج هسياو ومقارنتها مع طريقة GLS , MLE
4- قيام وزارة التخطيط بأعداد تقارير مفصلة تخص الفلاحين والاراضي التي بحوزتهم وبحوزتهم ونوع الزراعة في كل ارض وكذلك المواد اللازمة التي يجب توفيرها للفلاحين وطلب كل مادة زراعية وذلك لمعرفة ما يحتاجه البلد من محاصيل وما تستطيع الحكومة والفلاح تغطيته.
5- دراسة امكانية العمل على تأمين المخاطر للمحاصيل الزراعية . وذلك ليستطيع الفلاح ان يتفادى التقلبات المناخية التي تسبب له اضراراً بإنتاجية المحصول وكذلك الجفاف او القضايا الامنية وذلك بان تلتزم الدولة بتوفير كل ما يحتاجه الفلاح وكذلك تعويضه.

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 1984 م ," 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

1. Abo nazel, M,R. (2009), "some properties, oF, random coefficients Regression estimators, " Cairo university, Egypt.
2. Abo nazel, M,R. (2016), "Generalized random coefficients estimators of panel data models: asymptotic and small sample properties", Cairo university, Egypt.
3. 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.
4. 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.
5. 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.
6. Baltagi, B.H., (2005), "Econometric Analysis of Panel Data"

7. Carroll R.J., and Ruppert. D., (1970) "Robust estimators for random coefficient regression models"
8. Dar, and Khalkhali, S., A.(1999) ,"the impact of government size on economic grouth: a time series cross – country study"
9. 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.
10. Hsiao, C. , (1975), " some estimation methods for a random coefficient model" , econometrical , vol.43, No.2 , march , P.305-325.
11. Hsiao , C. , Pesaran and Mohamed , H., (2004), " random coefficient panel data models " , August ,Discussion paper , No.1236.
12. Hsiao , C. ,Li, co. , Liang , Z. and Xie, w. , (2019)," panel data estimation for correlated random coefficient models " , February ,
13. Judson , R.A. and owen A.l. , (1996) "Estimating Dynamic panel data model : A practical guide for macro economists "
14. 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).
15. Kripfganz , S. , (2017)"xtseqreg : Sequential (two-stage) estimation of linear panel data models " , University of Exeter Business School, Department of Economics, Exeter, UK.
16. Lee. L. F. and Griffiths , W. E. ,(1979)" The Prior Likelihood and Best Linear unbiased Prediction in Stochastic Coefficient Linear Models " , No.I - March.
17. Leeuw J. D. and itakreft I. , (1986) "Random coefficient models for multilevel analysis ",journal of Educational Statistics, No.11, p.57–85.
18. Liang , Z. , (2012). "Binary Response Correlated Random Coefficient Panel Data Models " January No. 18.
19. Mohamed , H. ,Pesaran and chudik , A. ,(2020) " An Augmented Anderson-Hsiao Estimator for Dynamic Short-T Panels " Paper 327.
20. 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.
21. Oshchepkov , A. and Shirokanova , A. (2020) "multilevel modeling for economists : why , when and how " WPBRB 233/EC.
22. Park ,H .M. ,(2005), "Linear regression model for panel data using SAS, STATS, LIMDEP and SPSS http://www.indiana.edu/2 stat .math.
23. 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.
24. Poi , B., P.(2003) ." Swamy's random-coefficients model " The Stata Journal (2003) Number 3, pp. 302–308 .

25. Resenbld .A.,(2008), ‘gretl’, Journal statistical software, voL.25, http://www.Jstats.ft.org
26. Rosenberg, B. , (1973) "A survey of stochastic parameters regression " Annals of Economic and Social Measurement, voL,2,n,4
27. Smith, R. , P. and Ali , T. (2010)" Random coefficients models of arms imports " Economic Modeling 27 (2010) 1522–1528.
28. Swamy P.A.V.B. and Mehta, J.S., (1973), ”Bayesian analysis of error component Regression Models“ , JASA, vol .68, no.343,pp.648
29. 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
30. 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.
31. 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.
32. Swamy, P. A. V. B.(1970)" Efficient Inference in a Random Coefficient Regression Model " Econometric a, Vol. 38, No. 2. (Mar.), pp. 311-323
33. Swamy, P. A. V. B.(1971). "Statistical Inference in Random Coefficient Regression Models " Barlin: Springer Verlag.
34. Swamy, P. A. V. B.(1974)" Linear model with random coefficient , in frontiers in econometrics " New York : academic press , Inc.
35. 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.
36. 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.
37. 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.

Publication Prerequisites and terms

1- The journal publishes scientific research and studies in statistics and informatics written in Arabic, English and French, to make it clear that research submitted for publication has been published or submitted for publication in magazines or other periodicals or presented and published in periodicals for conferences or seminars.

2- Send electronic copies (word & PDF) of the research and studies to the editor should include the name of the researcher or researchers and their scientific titles and places of work with the address of the correspondence, the numbers of telephones and e-mail. The research to be published should be sent electronically in accordance with the specifications below:
   a. To be printed on A4 paper and be in the form of a single column and use the Type simplified Arabic and Times New Roman for English and French and with a font size (12). Using Microsoft Word and on one face of the paper.
   b. The margin is 2.5 cm for all sides of the paper.
   c. The researcher will attach a summary of his research in Arabic, English, or French in no more than one page.
   d. Place references at the end of the paper and separated page. It is recommended to use the Harvard system of referencing, which (author's name, year of publication, source address, publishing house, country).
   e. Numbered tables, illustrations, and others as they are received in the research, documents as aliases of the original sources.
   f. The number of search or study pages should not exceed (25) pages.

3- Authors will notified of receiving their research within two working days from the date of receipt of the research.

4- Referees will evaluate all submitted research, the Authors will informed of the proposed evaluation and modifications if any within two weeks of receipt of the research.

5- The editorial board of the Journal has the right to accept or reject the research and has the right to make any modification or partial redrafting of the material submitted for publication in accordance with the format adopted in its publication after the approval of the researcher.

6- Published research becomes the property of the Journal and may not republished elsewhere.

7- The articles published in the magazine reflect the opinions of the authors, and do not necessarily reflect the view of the Journal or the Arab Institute for Training and Research in Statistics.

8- The research is sent to the magazine's e-mail address:
   journal@aitrs.org or **Info@aitrs.org**

Journal of Statistical Sciences

Scientific Referred Journal

Editorial Board

Editor-in Chief

Mr. Hedi Saidi

Editorial Secretary

Dr. Bachioua Lahcene

Editorial Board Members

Prof. Dr. Faisal Al-Sharabi
Dr. Salwa Mahmoud Assar
Dr. Hassan Abuhassan
Prof. Dr. Abed Khaliq Tohami
Prof Dr. Ahmed Shaker Almutwali
Dr. Hamid Bouzida
Prof. Dr. Mukhtar Al-Kouki
Prof. Dr. Issa Masarweh

Scientific Consulting Committee

Dr. Qassim Al-Zoubi
Dr. Diaa Awad
Dr. luay shabaneh
Dr. Nabeel M. Shams
Dr. Khalifa Al-Barwani
Prof. Dr. Ghazi Raho
Dr. Ola Awad
Prof. Dr. Awad Haje Ali
Prof. Dr. Maytham Elaibi Ismael
Dr. Mohammed Husain Ali Al-Janabi

Listed in Ulrich's website
www.ulrichsweb.com
Classified in The Arab Citation & Impact Factor (Arcif)
www.emarefa.net/arcif/
ISSN 2522-64X (Online), ISSN 2519-948X (Print)

P.O. Box: 851104- Amman 11185 Jordan ص.ب: 851104 عمان 11185 الأردن
Tel: +96265549805 – Fax: +96265549804- www.aitrs.org , info@aitrs.org

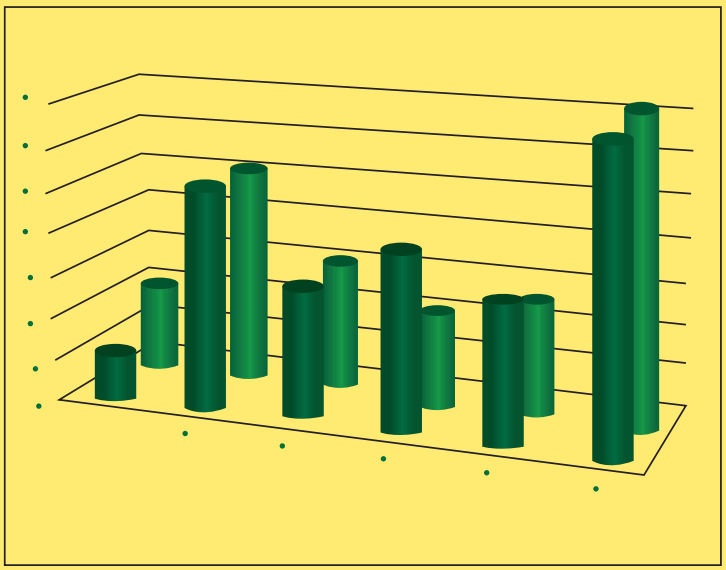
مجلة العلوم الإحصائية

March. 2024

No. 22

Arab Institute for Training and Research in Statistics

Journal of Statistical Sciences



Issue No. 22

Scientific Peer-reviewed Journal issued by
Arab Institute for Training and Research in Statistics
Listed in Ulrich's website
www.ulrichsweb.com
Classified in The Arab Citation & Impact Factor (Arcif)
www.emarefa.net/arcif/
ISSN 2522-64X (Online), ISSN 2519-948X (Print)