KUFA STUDIES CENTER JOURNAL
UNIVERSITY OF KUFA
مجلة مركز دراسات الكوفة - جامعة الكوفة
KSCJ
ISSN (P) : 1993-7016
ISSN (E) : 2708-728X
www.journal.uokufa.edu.iq

اختبارمشكلة الارتباط الذاتي في نموذج الانحدار الخطي المتعدد باستخدام تقنية حصينة

Testing the autocorrelation problem in multiple linear regression model Using solid technology

أ.م.د. محمد عبد الحسين
الباحثة زهراء حيدر حسين
كلية الادارة والاقتصاد/ جامعة القادسية
Assoc. Prof. Dr. Mohamed Abdel Hussein
Researcher Zahra Haider Hussein
College of Administration and Economics / University of Al-Qadisiyah

DOI: https://doi.org/10.36322/jksc.177(B).20379

الملخص:

يعد الانحدار الخطي من الاساليب المهمة والشائعة الاستخدام في التحليل والتقدير والتنبؤ بالقيم المستقبلية للظواهر المدروسة في الكثير من الفروع الاقتصادية والطبية والنفسية وغيرها. وتعتبر طريقة المربعات الصغرى (Ordinary Least Square) واحدة من الطرق الشائعة الاستخدام في تقدير معادلة الانحدار الخطي. ولتطبيق طريقة المربعات الصغرى (OLS) يجب تحقق مجموعة من الفروض. ولكن خرق أحد هذه الفروض يؤدي الى مجموعة من المشاكل ومن اهما مشكلة خرق التوزيع الطبيعي ومشكلة التعدد الخطي ومشكلة عدم تجانس التباين ومشكلة الارتباط الذاتي بين الاخطاء العشوائية. في هذه الدراسة تم التركيز على مشكلة الارتباط الذاتي نظراً لمسؤوليتها عن خرق الخصائص الهامة لتقديرات المربعات الصغرى العادية (OLS). يعد اختبار بروش-جودفري الطريقة الأكثر استخدامًا للكشف عن الارتباط الذاتي. ومع ذلك، اظهرت الدراسات الحديثة أن هذا الاختبار يتأثر بسهولة بنقاط الرافعة العالية. في هذا البحث، اقترحنا طريقة جديدة لاختبار بروش-جودفري الحصين والذي يتميز بمقاومته لنقاط الرافعة العالية. وقد تم مقارنة اداء الطريقة المقترحة مع الطرق الموجودة باستخدام مجموعة من البيانات الحقيقية وكذلك دراسة المحاكاة. وقد اظهرت نتائج الدراسة إلى أن اختبار بروش-جودفري المقترح قوي جدًا في الكشف عن مشكلة الارتباط الذاتي مع وبدون وجود نقاط الرافعة عالية.

KUFA STUDIES CENTER JOURNAL
UNIVERSITY OF KUFA
مجلة مركز دراسات الكوفة - جامعة الكوفة
KSCJ
ISSN (P) : 1993-7016
ISSN (E) : 2708-728X
www.journal.uokufa.edu.iq

الكلمات المفتاحية: طريقة المربعات الصغرى، الارتباط الذاتي، نقاط الرافعة العالية، اختبار بروش-جودفري الحصين،القيم الشاذة، GM-estimator .

Abstract:

Linear regression is one of the important and commonly used methods in analyzing, estimating, and predicting the future values of the phenomena studied in many economic, medical, psychological, and other branches. The Ordinary Least Square method is one of the commonly used methods for estimating the linear regression equation. To apply the least squares (OLS) method, a set of assumptions must be verified. However, violating one of these assumptions leads to a group of problems, the most important of which are the problem of violating the normal distribution, the problem of multicollinearity, the problem of heterogeneity of variance, and the problem of autocorrelation between random errors. In this study, the focus was on the autocorrelation problem due to its responsibility for violating important properties of ordinary least squares (OLS) estimates. The Brosch-Godfrey test is the most widely used method to detect autocorrelation. However, recent studies have shown that this test is easily affected by high leverage points. In this paper, we proposed a new method for testing the hippocampal Broch-Godfrey that is resistant to high leverage points. The performance of the proposed method was compared with existing methods using a set of real data as well as a simulation study. The results of the study showed that the proposed Brosch-Godfrey test is very powerful in detecting the problem of autocorrelation with and without the presence of high leverage points.

Keywords: least squares method, autocorrelation, high leverage points, Broch-Godfrey hippocampal test،outliers،GM-estimator.

KUFA STUDIES CENTER JOURNAL
UNIVERSITY OF KUFA
مجلة مركز دراسات الكوفة - جامعة الكوفة
KSCJ
ISSN (P) : 1993-7016
ISSN (E) : 2708-728X
www.journal.uokufa.edu.iq

1.المقدمـــــــــــــة:

يعتمد تحليل الانحدار العادي على عدة افتراضات إحصائية. أحد الافتراضات الرئيسية هو أن الأخطاء مستقلة عن بعضها البعض. ومع ذلك، مع بيانات السلاسل الزمنية، عادة ما تكون بقايا الانحدار العادية (الاخطاء العشوائية) مرتبطة مع مرور الوقت والذي يؤدي الى انتهاك الافتراضات التي يستند إليها نموذج الانحدار الخطي التقليدي. في مثل هذه الحالات ليس من المستحسن استخدام تحليل الانحدار العادي لبيانات السلاسل الزمنية مباشرة ولكن يجب معالجة المشكلة اولا. إن انتهاك افتراض الأخطاء المستقلة له مجموعة من العواقب المهمة بالنسبة للانحدار العادي من اهمها:

١. الاختبارات الإحصائية لمعنوية المعلمات وحدود الثقة للقيم المتوقعة ليست صحيحة.

٢. تقديرات معاملات الانحدار ليست فعالة كما لو تم أخذ الارتباط الذاتي في الاعتبار.

٣. بما أن بقايا الانحدار العادي ليست مستقلة فأنها تحتوي على معلومات يمكن استخدامها لتحسين التنبؤ بالقيم المستقبلية.

في نماذج الانحدار عادة ما تشير مشكلة الارتباط الذاتي الى وجود ارتباط بين القيم المتتالية لحد الخطأ العشوائي، وفي هذه الحالة تكون قيمة معامل الارتباط بين القيم المتتالية لحد الخطأ العشوائي غير مساوية للصفر وهذا يخل بأحد الافتراضات الاساسية التي تقوم عليها طريقة OLS. حيث ان الخطأ الذي يحدث في فترة ما اخذ يؤثر في اخطاء الفترات التالية بطريقة تؤدي الى تكرار نفس الخطأ أكثر من مرة. أي انه قد يوجد هناك خطا واحد ولكنه يتكرر في كل الفترات التالية بما يؤدي لظهور قيم الحد العشوائي في عدة مستويات والذي سبب انحراف كبير القيم التنبؤية والقيم الحقيقية.

هناك عدة اشكال من الارتباط الذاتي نذكر منها: -

١. الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى First Order Autocorrelation (AR1)

في حالة تحقق جميع فروض الانحدار الخطي فان جميع المتغيرات المستقلة تتبع التوزيع الطبيعي بمتوسط صفر وتباين ثابت σ^2. ولكن عندما يكون الارتباط الذاتي من الدرجة الاولى [1]فان ذلك المتغير يكون غير مستقل ويتبع النموذج التالي:

$$\mathbf{u_t = \rho\, u_{t-1} + \nu_t} \quad \text{....} \; (1)$$

KUFA STUDIES CENTER JOURNAL
UNIVERSITY OF KUFA
مجلة مركز دراسات الكوفة - جامعة الكوفة
KSCJ
ISSN (P) : 1993-7016
ISSN (E) : 2708-728X
www.journal.uokufa.edu.iq

ρ:- معلمة تقيس درجة الارتباط وتتراوح قيمته بين $-1 \leq \rho \leq +1$

u_t: هو حد الخطأ العشوائي للفترة t

ان العلاقة (١) على ان التغير الحالي هو جزء من التغير السابق مضافا" اليه ν_t

٢. الارتباط الذاتي من الدرجة k K order Autocorrelation (AR_k)

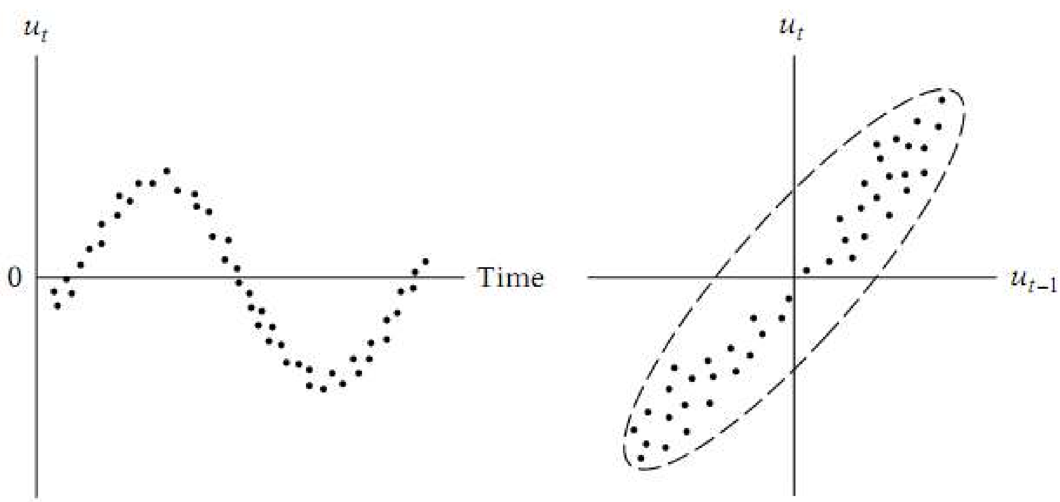
عندما يكون الارتباط الذاتي من الدرجة (p)[18] فان الخطأ العشوائي للفترة الحالية t يرتبط بالاخطاء العشوائية للفترات السابقة حتى الفترة (k) وكما موضح بالصيغة التالية: -

$$\mathbf{u_t = \rho_1 u_{t-1} + \rho_2 u_{t-2} + \cdots + \rho_k u_{t-k} + \nu_t} \quad \textbf{(2)} \ldots.$$

٣. الارتباط الذاتي الطردي والعكسي

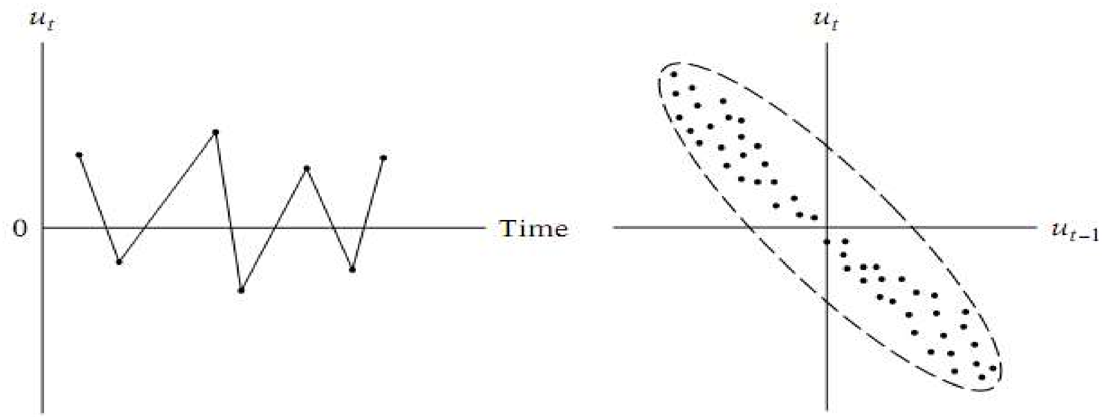
بالإضافة الى انواع الارتباط الذاتي السابقة, يمكن تصنيف الارتباط الذاتي بين الاخطاء العشوائية وفقا" لاتجاه العلاقة, اما ان تكون علاقة موجبة (Positive) او علاقة سالبة (Negative) [19]وكما موضح في الاشكال (١) و (٢).

شكل رقم (1) ارتباط ذاتي موجب (طردي)



KUFA STUDIES CENTER JOURNAL
UNIVERSITY OF KUFA
مجلة مركز دراسات الكوفة - جامعة الكوفة
KSCJ
ISSN (P) : 1993-7016
ISSN (E) : 2708-728X
www.journal.uokufa.edu.iq

شكل رقم (٢) ارتباط ذاتي سالب (عكسي)



غالبًا ما يتم استخدام طريقة المربعات الصغرى العادية (OLS) لتقدير معلمات نموذج الانحدار الخطي بسبب كفاءتها العالية وسهولة الحساب حيث تمتع تقديرات طريقة OLS بخصائص مثالية إذا ما تم استيفاء جميع افتراضات النموذج الأساسية ولكن للأسف من الناحية العملية لا يقوم الباحثون بفحص الافتراضات الأساسية وخاصة افتراضات الأخطاء العشوائية غير المرتبطة أي عندما ترتبط الأخطاء الحالية بالأخطاء السابقة، أي ان $E\ (u_i,\ u_j) \neq 0,\quad i \neq j$ ، في مثل هذه الحالة نقول إن الأخطاء مرتبطة تلقائيًا.

هناك عدد كبير من المقالات المتعلقة بإجراءات اختبار الارتباط الذاتي([9]،[3]،[11]) ويعد اختبار بروش-جودفري (BG) الاختبار الأكثر استخدامًا على نطاق واسع للكشف عن وجود الارتباط الذاتي) .([5]،[2] اثبتوا ان هذا الاختبار سوف يتأثر بنقطة الرافعة العالية نظرًا لأن هذا الاختبار يعتمد على طريقة OLS المعروفة بأنها تتأثر بسهولة بالقيم الشاذة وكذلك نقاط الرافعة العالية والتي تعتبر مشاهدات بعيدة في الاتجاه X لها تأثير كبر على مقدرات OLS (انظر [6]،[15]،[8])

KUFA STUDIES CENTER JOURNAL
UNIVERSITY OF KUFA
مجلة مركز دراسات الكوفة - جامعة الكوفة
KSCJ
ISSN (P) : 1993-7016
ISSN (E) : 2708-728X
www.journal.uokufa.edu.iq

في هذا البحث، نقترح اختبار بروش-جودفري الحصين الذي لا يتأثر كثيرًا بقيم نقاط الرافعة العالية للكشف عن مشكلة الارتباط الذاتي في الانحدار الخطي المتعدد. يشتمل الاختبار المقترح على مقدر-GMعالي الكفاءة ([14]) في إجراء بروش-جودفري. تم تسمية هذا الاختبار الجديد اختصار (GMBG). تم دراسة أداء اختبارات GMBG وBG باستخدام مجموعة من البيانات الحقيقية ودراسة المحاكاة.

٤. تطبيق مقدرات المربعات الصغرى على نموذج الارتباط الذاتي

لغرض تطبيق طريقة لمربعات الصغرى على نموذج الارتباط الذاتي يجب ان يستوفي النموذج الفروض الاساسية واهما ان حد الخطأ العشوائي يتوزع طبيعيا بمتوسط صفر وتباين ثابت[17]. ليكن نموذج الانحدار الخطي البسيط كما في الصيغة التالية:

$$\ldots (3) \mathbf{Y_t = X_t\beta + u_t}$$

ولتطبيق النموذج اعلاه في معادلة (٣)، يجب ان يتحقق ما يلي

$$\mathbf{u_t = \sim N\,(0, \sigma_u^2)} \qquad \mathbf{for\ all\ t}$$
$$\mathbf{E(u_t, u_s) = 0\,, \quad t \neq s, \quad for\ all\ t}$$

من معادلة (١) نحصل ما يلي

$$\mathbf{u_t = \rho\, u_{t-1} + \nu_t}$$
$$\mathbf{\rho\, u_{t-1} = \rho\, u_{t-2} + \nu_{t-1}}$$
$$\mathbf{\rho\, u_{t-2} = \rho\, u_{t-3} + \nu_{t-2}}$$

من العلاقات اعلاه، نتحصل على العلاقة التالية

$$\mathbf{u_t = \rho^3\, u_{t-3} + \rho^2\, u_{t-2} + \rho\, u_{t-1} + \nu_t}$$

وكلما استمرينا بإضافة قيم التباطؤ لحد الخطأ العشوائي حتى يتلاشى تأثير القيم السابقة حيث تصبح قيمة معامل الارتباط$\rho^s = 0$, ويمكن تمثيل العلاقة بالشكل التالي

$$\mathbf{u_t = \sum_{s=0}^{\infty} \rho^s\, u_{t-s}\,, \qquad t \neq s}$$

KUFA STUDIES CENTER JOURNAL
UNIVERSITY OF KUFA
مجلة مركز دراسات الكوفة - جامعة الكوفة
KSCJ OPEN ACCESS
ISSN (P) : 1993-7016
ISSN (E) : 2708-728X
www.journal.uokufa.edu.iq

وفي النهاية سوف نحصل على المتغير العشوائي الذي يستوفي شروط طريقة المربعات الصغرى ان متوسط u_t

$$\mathbf{E(u) = 0} \qquad \dots(4)$$

والتباين هو

$$\mathbf{var(u) = var(u_t) + \rho^2 var(u_{t-1}) + \rho^4 var(u_{t-2}) + \cdots}$$

$$\mathbf{\dots var(u) = \sigma_u^2(1 + \rho^2 + \rho^4 +}$$

$$\mathbf{\sigma^2 = \frac{\sigma_u^2}{1-\rho^2}} \qquad \dots.(5)$$

وان دالة التغاير تكون بالشكل التالي

$$\mathbf{Cov(u_t, u_{t-1}) = \rho^s \sigma^2}$$

وان دالة الارتباط الذاتي تكون بالشكل التالي:

$$\mathbf{\rho = \frac{Cov(u_t, u_{t-1})}{\sqrt{var(u_t)}\sqrt{var(u_{t-1})}}} \qquad \dots.(6)$$

$$\mathbf{\rho = \frac{Cov(u_t, u_{t-1})}{\sigma^2}}$$

من معادلة (٦) نجد ان معامل الارتباط الذاتي ρ والتي تمثل قوة الارتباط الذاتي بين قيمة حد الخطأ العشوائي الحالية (u_t) و قيمته السابقة (u_{t-1}) لا تساوي صفر

الكشف عن مشكلة الارتباط الذاتي:

هناك العديد من الاختبارات التي تم اقتراحها للكشف عن مشكلة الارتباط الذاتي في نموذج الانحدار الخطي, نستعرض فيما يلي اهم اختبارين وهما اختبار ديربن واتس (DW) واختبار **بروش-جودفري** (BG)

ISSN (P) : 1993-7016
ISSN (E) : 2708-728X
www.journal.uokufa.edu.iq

١-اختبار ديربن – واتسون Durbin-Watson test

يعتبر اختبار ديربن واتس (DW)[3]من اكثر الاختبارات استخداما وذلك لسهولة حسابه في التطبيقات العملية ونتائجه الجيدة ولجميع انواع العينات الكبيرة والصغيرة، على الرغم من وجود اختبارات أخرى قد تكون أقوى من اختبار ديربن- واتسون إلا أنها تكتسب قوتها في العينات الكبيرة. وغالبا ما يستخدم اختبار ديربن- واتسن للكشف عن الارتباطات الذاتية من الدرجة الأولى.

على فرض ان نموذج الانحدار في ظل وجود مشكلة الارتباط الذاتي كما في معادلة (٣) وان حد الخطأ العشوائي u_t يحسب من الصيغة (١) حيث ان ρ هو معامل الارتباط الذاتي وهو متغير عشوائي يتبع التوزيع الطبيعي بمتوسط صفر وتباين ثابت.

لاستخدام اختبار ديربن – واتسن, هناك ثلاث فرضيات اساسية يمكن التحقق منها

١. وجود ارتباط ذاتي موجب, وتكون فرضية العدم $H_o: \rho = 0$ والفرضية البديلة $H_1: \rho > 0$

٢. وجود ارتباط ذاتي سالب, وتكون فرضية العدم $H_o: \rho = 0$ والفرضية البديلة $H_1: \rho < 0$

٣.وجود ارتباط ذاتي سالب أو موجب (اختبار ذو جانبين): , وتكون فرضية العدم $H_o: \rho = 0$ والفرضية البديلة $H_1: \rho \neq 0$

ولإجراء اختبار (DW) نتبع الخطوات التالية:

- استخدام طريقة (OLS) لتقدير معلمات أنموج الانحدار
- ايجاد البواقي u_t من الصيغة التالية:

$$\mathbf{u_i = y_i - \hat{y}_i\,, \qquad i = 1, 2, \dots, n \qquad \dots (7)}$$

حيث ان:

n: حجم العينة

$\hat{y}_i$: القيم التنبؤية (Fitted values)

- حساب قيمة إحصائه DW من العلاقة التالية:

$$\mathbf{DW = \frac{\sum_{i=2}^{n} (u_{i-1} - u_i)^2}{\sum_{i=1}^{n} {u_i}^2} \qquad \dots (8)}$$

KUFA STUDIES CENTER JOURNAL
UNIVERSITY OF KUFA
مجلة مركز دراسات الكوفة - جامعة الكوفة
KSCJ OPEN ACCESS
ISSN (P) : 1993-7016
ISSN (E) : 2708-728X
www.journal.uokufa.edu.iq

ان القيم المحتملة لإحصائه DW تكون محصورة بين الصفر والاربعة, اي ان $0 < DW < 4$ وبمقارنة القيمة المحسوبة للاختبار مع القيمة الجدولية عند حجم العينة n وعدد المتغيرات التنبؤية (k) ومستوى لمعنوية α عند الاختبار من جانب واحد و 2α عند الاختبار من جانبين. الجدول (١) يتضمن حالات القرار التي تعتمد على قيم اختبار DW, حيث يحتوي الجدول على قيمتين، القيمة الصغرى (DW_L) والقيمة العليا (DW_U) واللتان على اساسهما تتم المقارنة واتخاذ القرار.

جدول رقم(١) مناطق الرفض والقبول لاختبار DW

القرار	قيمة DW المقدرة	الحالة
ارتباط ذاتي سالب	$[4- DW_L] < DW < 4$	1
قرار غير محدد	$[4- DW_U] < DW < [4- DW_L]$	2
لا يوجد ارتباط ذاتي	$2 < DW < [4- DW_U]$	3
لا يوجد ارتباط ذاتي	$DW_U < DW < 2$	4
قرار غير محدد	$DW_L < DW < DW_U$	5
ارتباط ذاتي موجب	$0 < DW < DW_L$	6

وللعينات الكبيرة فان قيمة الاختبار يمكن حسابها تقريبيا من العلاقة التالية:

$$DW \approx 2(1 - r)$$

حيث ان r هو القيمة التقديرية لمعامل الارتباط الذاتي ρ . وفي حالة الارتباطات التامة فيمكن ويمكن استنتاج العلاقات التالية:

- اذا كان الارتباط عكسي تام, اي ان $r = -1$ فان قيمة احصاءة الاختبار $DW = 4$.
- اذا كان الارتباط طردي تام, اي ان $r = +1$ فان قيمة احصاءة الاختبار $DW = 0$.
- اذا كان لا يوجد ارتباط , اي ان $r = 0$ فان قيمة احصاءة الاختبار $DW = 2$.

٢- اختبار بروش-جودفري

يعتبر اختبار بروش – جودفري Breusch-Godfrey (BG) احد الاختبارات المهمة للكشف عن مشكلة الارتباط الذاتي والذي تم تطويره بواسطة بروش [2] وجودفري [5]. ففي البحوث الاحصائية التطبيقية، يتم استخدام اختبار بروش كودفري (BG) لتحقق من صحة بعض افتراضات النمذجة المتعلقة في تطبيق نماذج الانحدار على سلسلة البيانات المرصودة. على وجه الخصوص، فهو يختبر وجود

ارتباط تسلسلي لم يتم تضمينه في هيكل النموذج المقترح والذي يتسبب في استنتاجات غير صحيحة او يؤدي الى الحصول على تقديرات دون المستوى الأمثل لمعلمات النموذج .

تتضمن نماذج الانحدار التي يمكن تطبيق الاختبار عليها الحالات التي يتم فيها استخدام القيم المتأخرة للمتغيرات التابعة كمتغيرات مستقلة في تمثيل النموذج للمشاهدات اللاحقة وهذا النوع من النماذج شائع جدا في نماذج الاقتصاد القياسي. اختبار (BG) هو اختبار للارتباط الذاتي في الأخطاء في نموذج الانحدار. فهو يستخدم البقايا من النموذج الذي يتم النظر فيه في تحليل الانحدار، ويتم استخلاص إحصائية الاختبار منها. الفرضية الصفرية هي أنه لا يوجد ارتباط تسلسلي لأي رتبة تصل الى K, حيث ان K تمثل عدد المتغيرات التوضيحية في نموذج الانحدار. في بعض الدراسات قد يشار لاختبار (BG) أحيانًا باسم اختبار LM للارتباط التسلسلي نسبة الى اختبار مضاعف لاكرانج (Lagrange multiplier test). إن اختبار (BG) أكثر عمومية من استخدام إحصائية دوربين-واتسون (DW) والتي تكون صالحة فقط للتباطؤات غير العشوائية وكذلك لنموذج انحدار ذاتي من الدرجة الأولى AR(1) لأخطاء الانحدار. في حين ان اختبار BG لا يحتوي على أي من هذه القيود، وهو أقوى إحصائيًا من إحصائية (DW). هناك العديد من النقاط العملية لهذا الاختبار فهو يسمح بالارتداد غير العشوائي، مثل قيم الانحدار المتأخرة في النموذج الانحدار Y_{t-1}، Y_{t-2} إلخ، بالظهور كمتغيرات توضيحية في النموذج. كذلك يمكن أن تتبع القيم المتأخرة للانحدار نماذج الانحدار الذاتي عالي الرتب مثل AR (1)، AR (2) ... إلخ. ومن جانب اخر فهو يأخذ في الاعتبار الارتباطات بين الاضطرابات المتأخرة أكثر من مرة. وهذا يجعل اختبار بروش-جودفري اختبارًا قويًا لاكتشاف مشكلة الارتباط الذاتي في بيانات السلاسل الزمنية إذا كان هناك ارتباط ذاتي موسمي تكون فيه $E\,(u_t,\ u_{t-j})$ ذات اهمية معنويه لبعض قيم j اعلى من الواحد. وأخيرًا، يمكن تطبيق هذا الاختبار على كل من بيانات السلاسل الزمنية والبيانات المقطعية على عكس الاختبارات الأخرى الموجودة التي ربما لا تحتوي على هذه الميزات العملية.

على فرض ان معادلة الانحدار الخطي المتعدد مع الأخطاء المرتبطة تلقائيًا حسب المعادلة التالية:

$$\mathbf{y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{t,1} + \beta_2 x_{t,2} + u_t} \qquad \ldots (9)$$

حيث ان حد الخطأ u_t يتبع الانحدار التلقائي برتبة k^{th}، أي AR(k)، عندها يكون:

KUFA STUDIES CENTER JOURNAL
UNIVERSITY OF KUFA
مجلة مركز دراسات الكوفة - جامعة الكوفة
KSCJ OPEN ACCESS
ISSN (P) : 1993-7016
ISSN (E) : 2708-728X
www.journal.uokufa.edu.iq

$$u_t = \rho_1 u_{t-1} + \rho_2 u_{t-2} + \cdots + \rho_k u_{t-k} + \nu_t \quad \dots (10)$$

حيث ν_t هو مصطلح الخطأ العشوائي للمعادلة (١٠) ويسمى الضوضاء البيضاء (white noise) وهو يحقق جميع الافتراضات الكلاسيكية.

اختبار (BG) يفترض تطبيق طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية للحصول اخطاء المعاينة العشوائية $\hat{u}_t$ والتي تحسب من الصيغة التالية

$$\hat{u}_t = \delta_0 + \delta_1 x_{t,1} + \delta_2 x_{t,2} + \rho_1 \hat{u}_{t-1} + \rho_2 \hat{u}_{t-2} + \cdots + \rho_k u_{t-k} + \nu_t \quad \dots (11)$$

وان قيمة معامل التحديد R^2 (Coefficient of determination) تحسب من العلاقة التالية:

$$R^2 = \frac{\sum_{j=1}^{n-k} (u_{n-j} - \hat{u}_{n-j})^2}{\sum_{j=1}^{n-k} (u_{n-j} - \bar{u})^2} \qquad \dots (11)$$

حيث ان:

$\bar{u}$: هو الوسط الحسابي لقيم الاخطاء العشوائية u_t

عندئذ فان التوزيع التقريبي (asymptotic approximation) يستخدم لإيجاد توزيع احصاءة اختبار BG وكما يلي:

$$(n-k)R^2 \sim \chi_k^2 \qquad \dots (12)$$

وان الفرضية الصفرية H_0 المراد اختبارها هي:

$$H_o: \rho_i = 0 \ \text{ for all } i$$

أي أنه لا يوجد ارتباط تسلسلي لأي رتبة حتى القيمة k.

الطريقة المقترحة: اختبار بروش-جودفري الحصين

نظرا لتأثر الاختبارات التقليدية للكشف عن مشكلة الارتباط الذاتي مثل اختبار ديربن واتسن التقليدي (DW) واختبار بروش-جودفري التقليدي (BG) بالقيم الشاذة Outliers والقيم الرافعة العالية High leverage points (وهي القيم الشاذة في المتغيرات التوضيحية) وذلك لاعتماد هذه الاختبارات بشكل كبير على مقدرات المربعات الصغرى الاعتيادية والتي تتأثر بشكل كبير بالقيم الشاذة. من اجل ذلك تم اقتراح اساليب حصينة بديلة للاختبارات التقليدية والتي من المتوقع لها ان تكون اكثر قوة وحصانة

KUFA STUDIES CENTER JOURNAL
UNIVERSITY OF KUFA
مجلة مركز دراسات الكوفة - جامعة الكوفة
KSCJ
ISSN (P): 1993-7016
ISSN (E): 2708-728X
www.journal.uokufa.edu.iq

للكشف عن المشكلة في ظل وجود القيم الشاذة. في هذه الدراسة اقترحنا اختبار بروش – جودفري الحصين. وفيما يلي عرض مختصر للطريقة المقترحة.

ان اختبار بروش- جودفري الحصين Robust Breusch-Godfrey test ونرمز له اختصار (RBG) هو اختبار لمشكلة الارتباط الذاتي في ظل وجود قيم الرافعة العالية (Hlps) ولصياغة اختبار بروش-جودفري الحصين، تمّ أولاً تحديد مكونات الاختبار التي تتأثر بنقاط الرافعة المالية العالية (Hlps) ثم استبدالها بمقدرات حصينة. يتطلب اختبار BG تقليل مجموع المربعات البواقي, وبذلك فأن المربعات الصغرى تتأثر بشدة لوجود نقاط الرافعة العالية (هارتر [4]). ومن ثم، فإن إحصائيات اختبار BG ستكون حساسة للغاية وتتأثر بسهولة بنقاط الرافعة العالية. لمعالجة هذه المشكلة، تم دمج مقدرات GM الحصينة بالاعتماد على مصفوفة التباين والتباين المشترك الحصينة (mrcd) التي قدمها **يوهاي [13]**في اختبارBG، لصياغة اختبار RBG حصين جديد. تتلخص خطوات اختبار RBG المقترح على النحو التالي:

١- تقدير معاملات الانحدار في معادلة (٣) باستخدام مقدرGM-mrcd والحصول على البواقي، $\hat{u}_t$.

٢- انحدار $\hat{u}_t$ كمتغير معتمد على مصفوفة المتغيرات التوضيحية الاصلية X_t ذات الانحدار الذاتي من الرتبة K باستخدام مقدر(GM-mrcd).

٣- ايجاد قيمة معامل التحديد R^2 بالاعتماد على الانحدار الثانوي في الخطوة ٢. حيث ان R^2 لاختبار RBGتكون على النحو التالي:

$$\mathbf{R^2} = \frac{\mathbf{ssr}}{\mathbf{sse + ssr}} \quad \dots (\mathbf{13})$$

حيث sse هو مجموع مربع الأخطاء وان ssr هو مجموع مربعات الانحدار التربيعي للانحدار الثانوي في خطوة ٢.

عندما يكون حجم العينة كبيرًا، فإن الإحصائية $(n-k)R^2$ تتبع بشكل متقارب توزيع مربع كاي بدرجة حرية k، أي

$(n-k)R^2 \sim \chi^2_k$. يتم رفض فرضية العدم إذا تجاوزت الإحصائية$(n-k)R^2$ قيمة مربع كاي عند مستوى معنوية α.

KUFA STUDIES CENTER JOURNAL
UNIVERSITY OF KUFA
مجلة مركز دراسات الكوفة - جامعة الكوفة
KSCJ
OPEN ACCESS
ISSN (P) : 1993-7016
ISSN (E) : 2708-728X
www.journal.uokufa.edu.iq

الجانب التطبيقي:

في هذا القسم سنتطرق الى مجموعة من البيانات الحقيقية ودراسة المحاكاة لتقييم أداء الطريقة المقترحة..

- بيانات الناتج المحلي الاجمالي في العراق

تتضمن هذه المجموعة بيانات عن الناتج المحلي الاجمالي في العراق للفترة من (٢٠٠٤ ولغاية ٢٠٢٠) والتي تم جمعها من خلال الجهاز المركزي للإحصاء في العراق, حيث تم اعتماد الناتج المحلي الاجمالي كمتغير معتمد (Response variable) ومتوسط نصيب الفرد من الناتج المحلي الاجمالي هو المتغير التوضيحي (Explanatory variable). تحتوي هذه البيانات على ١٧ مشاهدة توضح ان الناتج المحلي الاجمالي بالأسعار الجارية (أن متوسط نصيب الفرد العراقي من الناتج المحلي الاجمالي (مليون دولار امريكي) وبالأسعار الجارية (Y) يرتبط بشكل إيجابي بنصيب الفرد العراقي من الناتج المحلي الاجمالي بالدولار الامريكي (X) وكما موضح في الجدول ٢. . يكشف الشكل (٣) أن هناك نمط دوري بين البواقي مما يشير إلى مشكلة الارتباط الذاتي في المخلفات.

جدول رقم (٢) بيانات الناتج المحلي الاجمالي في العراق بالأسعار الجارية للفترة من ٢٠٠٤ ولغاية ٢٠٢٠

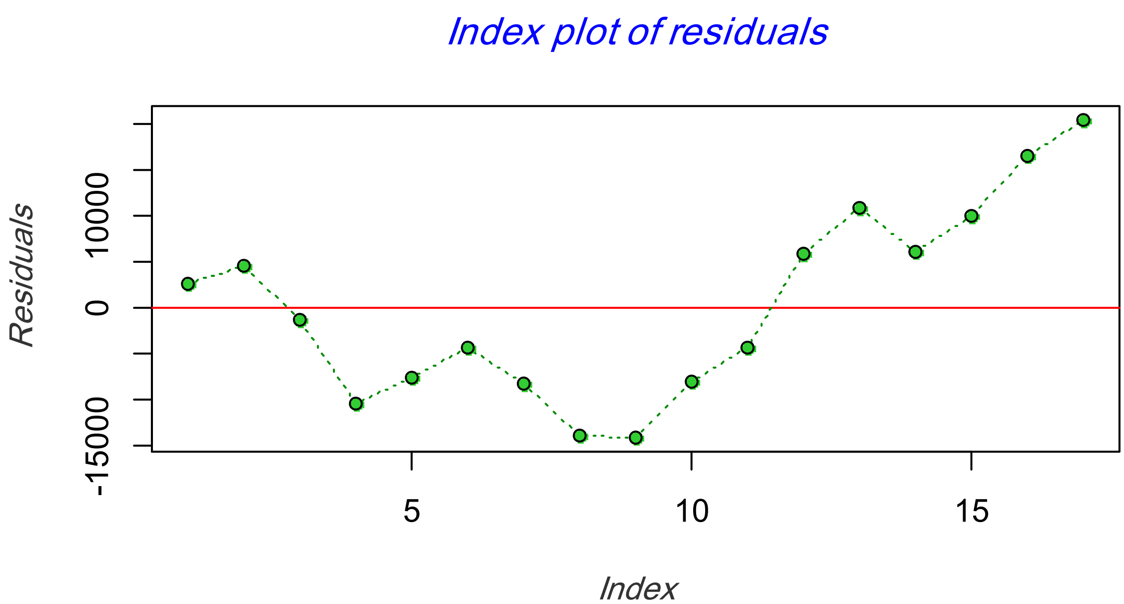
السنة	الناتج المحلي الاجمالي (ملايين الدولارات)	متوسط نصيب الفرد من الناتج المحلي الاجمالي (بالدولار الامريكي)
٢٠٠٤	٣٣٧٠٠	١٢٤١,٧
٢٠٠٥	٣٢١١٦	١١٤٨,٥
٢٠٠٦	٥١٦٢٠	١٧٩١,٧
٢٠٠٧	٨٥٩١٩	٢٨٩٤,٧
٢٠٠٨	١٠٧٦٧٢	٣٣٧٥,٨
٢٠٠٩	٩٧٣٠٢	٣٠٣٠,٧
٢٠١٠	١٢١٣٣٥	٣٧٤٠,٥
٢٠١١	١٦٩٩٩٩,٩	٥١١٦,٥
٢٠١٢	٢١٠٢٨٠	٦١٤٧,٣

KUFA STUDIES CENTER JOURNAL
UNIVERSITY OF KUFA
مجلة مركز دراسات الكوفة - جامعة الكوفة
KSCJ
OPEN ACCESS
ISSN (P) : 1993-7016
ISSN (E) : 2708-728X
www.journal.uokufa.edu.iq

٢٠١٣	٢٣١٢٥٨,٩	٦٥٢٥,٧
٢٠١٤	٤234684.	٣6518.
٢٠١٥	179640.2	4863.8
٢٠١٦	171489	4526.7
٢٠١٧	١٩٣١٦٠	.9٥٢٠٠
٢٠١٨	٢٢٧٥٠٠	٥٩٧٠
٢٠١٩	٢٣٥١٠٠	٦٠٠٠
٢٠٢٠	١٦٨٢٠٠	٤٢٠٠

المصدر: الموقع الرسمي للجهاز المركزي العراقي للإحصاء.

الشكل رقم (٣) يوضح مخطط البواقي للبيانات الأصلية بناءً على تقدير طريقة OLS



KUFA STUDIES CENTER JOURNAL
UNIVERSITY OF KUFA
مجلة مركز دراسات الكوفة - جامعة الكوفة
KSCJ OPEN ACCESS
ISSN (P) : 1993-7016
ISSN (E) : 2708-728X
www.journal.uokufa.edu.iq

لمعرفة تأثير نقاط الرافعة المالية على الاختبارات، تم تلويث البيانات بالقيم الشاذة في المتغير التوضيحي والمتغير المعتمد. حيث تم دراسة ثلاثة أنواع من مجموعات البيانات الملوثة في هذه الدراسة. النوع الأول من البيانات الملوثة ذات نقطة تأثير عالية واحدة في المتغير المستقل حيث تم ابدال القيمة الاصلية للمشاهدة العاشرة بقيمة كبيرة نسبيا (x_{10}= 12000). النوع الثاني من البيانات الملوثة استبدال المشاهدة الخامسة للمتغير المعتمد بقيمة شاذة (y_5= 40000). النوع الثالث من البيانات الملوثة هو البيانات الشاذة كلا الاتجاهين X و Y في نفس الوقت. هذه الحالة، تم استبدال المشاهدة المزدوجة السابعة في كلا المتغيرين بقيمة شاذة في المتغير التوضيحي وبقيمة رافعة عالية في المتغير المستقل. تم تقييم أداء اختبارات DW و BG وٌ RBG بناءً على قيم الدلالة الاحصائية p لكل اختبار ويتم عرض النتائج في الجدول ٣ .

الجدول رقم ٣: تشخيص الارتباط التلقائي للمتوسط اليومي بيانات الحضور

اختبار	DW (p-value)	BG (p-value)	RBG (p-value)
البيانات الاصلية	0.000	1.978e-02	0.004e-02
نقطة رافعة مالية عالية واحدة في X x_{10}=12000	3.840e-01	1.068e-01	1.776e-02
نقطة رافعة مالية عالية واحدة في y y_5=40000	00e-02٨.٨	١e-0٦٤٠6.	.793e-02٠
نقطة رافعة مالية عالية واحدة في كل من x و Y x_7=10000 y_7=36000	١e-0٥٠٠5.	١e-0١٤٥.٢	e-02٢٩٧.٢

نلاحظ من هذا الجدول أنه عند α = 0.05، فان جميع الاختبارات استطاعت من تشخيص مشكلة الارتباط الذاتي في البيانات بشكل صحيح, وذلك لان جميع قيم مستوى الدلالة الاحصائية كانت معنوية واقل من ٠,٠٥ وبالتالي نرفض فرضية العدم ونقبل الفرض البديل والذي يبين ان معامل الارتباط الذاتي اكبر من الصفر. ومن المثير للاهتمام نجد الاختبارات التقليدية DW وBG قد فشلت بالفعل اكتشاف مشكلة الارتباط التلقائي عند حدوث نقاط رافعة مالية عالية في مجموعة البيانات او وجود قيم شاذة حيث كانت الاختبارات غير معنوية أي ان مستوى الدلالة الاحصائية لهذه الاختبارات اكبر من ٠,٠٥. في

KUFA STUDIES CENTER JOURNAL
UNIVERSITY OF KUFA
مجلة مركز دراسات الكوفة - جامعة الكوفة
KSCJ
OPEN ACCESS
ISSN (P) : 1993-7016
ISSN (E) : 2708-728X
www.journal.uokufa.edu.iq

حين نجد نتائج اختبار RBG يكتشف بنجاح الارتباط التلقائي في البيانات الاصلية وكذلك في حالة قيم شاذة او وجود نقطة رافعة عالية حيث كانت قيم p للاختبار ذات معنوية في جميع الحالات.

- **دراسة المحاكاة:**

لأجل تقييم كفاءة اداء الطرق المستخدمة في الدراسة في الكشف عن مشكلة الارتباط الذاتي في ظل وجود القيم الشاذة ونقاط الرافعة العالية تم بناء تجربة محاكاة مونت كارلو. في هذه الدراسة، تم اخذ ثلاثة أحجام مختلفة للعينات حجم عينة صغير ($n=25$) ومتوسط ($n=60$) وكبير ($n=100$). تم اعتماد نموذج الانحدار التالي في معادلة (١٤) من متغير معتمد ومتغيرين مستقلين

$$Y = 2+ 1.5 X_1 + 2.5 X_2 + u \quad \text{١٤}$$

تم توليد قيم المتغيرات المستقلة X_1 و X_2 حسب التوزيع المنتظم، $U(0,3)$ وتم توليد حد الخطأ العشوائي u_t باستخدام نموذج الانحدار الذاتي من الدرجة الأولى على النحو التالي:

$$u_t = 0.\text{٨}\, u_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{١٥}$$

بقيمة أولية u_1 تساوي ٧. تم توليد الضوضاء البيضاء، ε_t حسب التوزيع الطبيعي بمتوسط ٠ وانحراف معياري ٠,٣. تم تلويث البيانات بنقطة رافعة مالية عالية بنسبة ٥٪ و١٠٪ في X_1، X_2 وكلاهما X_1 و X_2. لكل حجم عينة، تم توليد نقاط الرافعة العالية عن طريق حذف الملاحظات "الجيدة" عشوائيًا واستبدالها بنقاط بيانات ملوثة كبيرة نسبيا وتبتعد بشكل معنوي عن مركز البيانات وذلك حسب لتوزيع المنتظم $U(5,14)$. وتم اختبار الفرضيات بمستوى المعنوية ٠,٠٥ وفي كل عملية محاكاة تم تكرار التجربة ١٠٠٠ من اجل استقرار النتائج.

جدول ٤ يعرض قيم-p لكل من الاختبارات BG و DW وRBG. وكما تم ملاحظته في البيانات الحقيقية، فأن الاختبارات التقليدية تعمل على اكتشاف مشكلة الارتباط التلقائي في البيانات العادية (الخالية من قيم الرافعة العالية). في حين نجد ان أداء اختبارات BG و DW سيئةً في الكشف عن المشكلة في ظل وجود قيم الرافعة العالية سواء في احد المتغيرين او في كلاهما وعند جميع احجام العينات. ومن ناحية أخرى، نجد ان اختبار RBG يعمل بشكل جيد في الكشف عن المشكلة سواء كان للبيانات العادية او البيانات الملوثة بقيم الرافعة العالية. علاوة على ذلك، يمكننا أن نرى أن قوة الكشف لاختبار RBG تزداد مع زيادة أحجام العينات.

الجدول رقم ٤ : نتائج محاكاة كلا الدالتين الموجبتين مع مشكلة الارتباط الذاتي

	قيمp-						
	No HLP	5% of HLP			10% of HLP		
		X_1	X_2	X_2وX_1	X_1	X_2	X_2وX_1
DW	5.40E-03	4.05E-01	4.31E-01	4.23E-01	4.14E-01	1.14E-01	4.18E-01
BG	5.66E-03	3.30E-01	5.40E-01	7.00E-01	3.10E-01	1.78E-01	8.90E-01
RBG	6.77E-03	6.56E-03	2.79E-03	4.70E-04	4.56E-03	4.69E-03	9.74E-03
DW	9.72E-04	4.51E-01	3.84E-01	4.51E-01	4.55E-01	8.75E-01	5.73E-01
BG	9.97E-04	5.50E-01	3.87E-01	4.40E-01	4.58E-01	9.76E-01	5.85E-01
RBG	8.00E-04	4.14E-05	9.76E-04	4.83E-06	4.39E-05	2.80E-06	7.86E-05
DW	6.00E-04	3.00E-01	1.00E-01	4.00E-01	1.00E-01	5.00E-01	1.00E-01
BG	6.13E-04	4.49E-01	4.69E-01	4.59E-01	4.56E-01	4.56E-01	4.61E-01
RBG	6.66E-04	2.30E-06	5.40E-05	7.00E-06	3.10E-06	1.78E-07	8.90E-07

الاستنتاجات:

في هذا البحث، نجد بان الاختبارات التقليدية مثل اختبار ديربن واتسن DW واختبار اختبار بروش-جودفري BG المستخدمة على نطاق واسع في تحديد مشكلة الارتباط الذاتي يفشل في الكشف عند وجود قيم شاذة او نقاط رافعة عالية في البيانات. ولمعالجة هذه المشكلة، تم اقتراح إجراء اختبار بروش-جودفري الحصينRBG . .تظهر نتائج الأمثلة الحقيقية ودراسة المحاكاة أن أداء اختبار BG و DW قريب إلى حد ما من اختبار RBG عندما لا تكون القيم الشاذة موجودة في البيانات. ومع ذلك، فإن أداء اختبار BG و DW تكون ضعيفةً في وجود القيم المتطرفة وتفشل في الكشف عن المشكلة. من ناحية أخرى، فإن اختبار RBG يتميز بمقاومته العالية للقيم الرافعة.والقيم الشاذة. وبالتالي، نوصي باستخدام اختبار RBG بدلاً من الاختبارات الاعتيادية التي لا يمكن الاعتماد عليها في ظل وجود نقاط رافعة عالية او قيم شاذة.

REFERENCES:

1- C.E. Alciaturi, M.E. Escobar and I. Estéves, "The use of the autocorrelation function in modeling of multivariate data," Analytica Chimica Acta, vol. 553, no. 1-2, pp. 134-140, Nov. 2005.

2- T.S. Breusch, "Testing for autocorrelation in dynamic linear model," Australian Economic Papers, vol. 17, no. 31, pp. 334-355, Dec. 1978.

3- J. Durbin and G.S. Watson, "Testing for serial correlation in least squares regression II," Biometrika, vol.38, no.1-2, pp. 159-178, Jun. 1951.

4- H.L. Harter, "The Method of least squares and some alternatives-part II," International Statistics Review, vol. 42, no. 3, pp. 235-264, Dec. 1974.

5- L.G. Godfrey, "Testing for higher order serial correlation in regression equations when the regressors include lagged dependent variables," Econometrica, vol. 46, no. 6, pp. 1303-1310, Nov. 1978.

6- M. Habshah, M.R. Norazan and A.H.M.R. Imon, "The performance of diagnostic-robust generalized potentials for the identification of multiple high leverage points in linear regression," Journal of Applied Statistics, vol. 36, no.5, pp. 62-99, May 2009.

7- H. Midi and A. Bahrein, Robust Multicollinearity Diagnostic Measure in Collinear Data Set. WSEAS Press, 2010, pp. 138-142.

8- H. Midi, S. Rana and A.H.M.R. Imon, "The Performance of Robust Weighted Least Squares in the Presence of Outliers and Heteroscedastic Errors," WSEAS TRANSACTIONS on MATHEMATICS, vol. 7, no. 8, pp.351-361, July 2009.

9- M.R. Norazan, H. Midi and A.H.M.R. Imon, "Estimating Regression Coefficients using Weighted Bootstrap with Probability," WSEAS TRANSACTIONS on MATHEMATICS, vol. 7 no.8, pp.362-371, July 2009.

10- M.S. Rana, H. Midi and A.H.M.R. Imon, "A robust modification of the Goldfeld-Quandt test for the detection of heteroscedasticity in the presence of outliers," Journal of Mathematics and Statistics, vol. 4, no. 4, pp. 277-283, 2008.

KUFA STUDIES CENTER JOURNAL
UNIVERSITY OF KUFA
مجلة مركز دراسات الكوفة - جامعة الكوفة
KSCJ
ISSN (P) : 1993-7016
ISSN (E) : 2708-728X
www.journal.uokufa.edu.iq

11- H. Riazoshams, H. Midi and O. Sharipov, "The performance of robust two-stage estimator in nonlinear regression with autocorrelated error," Communications in Statistics. Simulation and Computation, vol. 39, no.6, pp. 1236-1253, Jun. 2010.

12- R.E. Shiffler and A.J. Adams, Introductory Business Statistics with Computer Applications. Belmont, Calif: Duxbury Press, 1995.

13- V. Yohai, "High Breakdown-point and High Efficiency Estimates for Regression," The Annals of Statistics, vol. 15, no.2, pp. 642-665, Jun 1978.

14- P. McClave and T. James, Statistics for Business and Economics. Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall,2007, ch 11

15- A. Fitrianto and H. Midi, A Screening Algorithm in Simulation of Mediation Models, WSEAS Press, 2010, pp. 154-158.

16- A. Fitrianto and H. Midi, "Estimating bias and RMSE of indirect effects using rescaled residual bootstrap in mediation analysis," WSEAS TRANSACTIONS on MATHEMATICS, vol. 6, no. 9, pp.397-
406, Jun. 2010.

17- R.C. Geary, "Relative Efficiency of Count Sign Changes of Assessing Residual Autoregression in Least Squares Regression," Biometrika, vol. 57, no. 1,, pp. 123-127, Apr. 1970.

18- J.R.M. Hosking, "The multivariate portmanteau statistics," Journal of American Statistical Association, vol. 75, no. 371, pp. 602-608, Sep. 1980.

19- H. Midi, "Preliminary estimators for robust non-linear regression estimation," Journal of Applied Statistics, vol. 26, no.5, pp. 591-600, 1999.