اختيار طريقة الارتباط الذاتي بين الأخطاء كمعالج لباقي الفرضيات مع التطبيق

الاء عبد الستار داؤد حمودات ، فاضل عباس الطائي

قسم الإحصاء والمعلوماتية ، كلية علوم الحاسبات والرياضيات ، جامعة الموصل ، الموصل ، العراق

(تاريخ الاستلام: ٢٢ / ٣ / ٢٠٠٩ ---- **تاريخ القبول:** ٢٥ / ١٠ / ٢٠٠٩)

الملخص

إن فكرة البحث هي معالجة إحدى الفرضيات الخاصة بالخلل في فروض التحليل والتي تغنينا عن معالجة باقي الفرضيات ، وقد توصلنا من خلال الدراسة النظرية والعملية الى انه عند معالجة الخلل في فرضية الارتباط الذاتي بين قيم الأخطاء العشوائية بطريقة المربعات الصغرى العامة (GLS) باستخدام مصفوفة الارتباط والتي هي مصفوفة غير قطرية أغنانا عن معالجة باقي الفرضيات . ويهتم هذا البحث بالكشف عن الخلل في فروض التحليل وكيفية معالجتها ، حيث تم التأكد وفق التحليلات وبالاعتماد على الاختبارات الإحصائية الدقيقة أن البيانات التي تم الحصول عليها من دائرة الكهرباء – سد الموصل من وجود ثلاث مشاكل في فروض التحليل وهي فرضية تعدد العلاقة الخطية وفرضية تجانس التباين وفرضية الارتباط الذاتي بين الأخطاء .

المقدمة

أن تحليل الانحدار من الطرق الإحصائية الواسعة الاستخدام وان الهدف الأساسي منها هو السعي الدائم لمعرفة وتفسير العلاقات المختلفة بين الظواهر وذلك بتحديد العلاقات بين المتغيرات (الراوي ،1987) ، والذي يوضح العلاقة بين متغير واحد يدعى بالمتغير التابع (متغير الاستجابة Response variable) ومتغير أو متغيرات أخرى يعتقد أنها تسبب التباين في المتغير التابع وتسمى بالمتغيرات التوضيحية (التنبؤية) (predicted variable) كذلك يصف العلاقة بين المتغير المعتمد والمتغيرات التوضيحية على هيئة نموذج رياضي وان دقة هذا النموذج الرياضي تعتمد على توفر فروض التحليل حيث أن بعض هذه الفروض مرتبط بالعلاقة الدالية والبعض الأخر مرتبط بالمتغير العشوائي ، وهذه الفروض عدة وأهمها مشكلة عدم التجانس التباين ومشكلة التعدد الخطي ومشكلة الارتباط الذاتي .

حيث أن دقة تقدير معالم النموذج متوقف على مدى توفر الفرضيات أعلاه وأي خلل فيها أو في إحداها يؤدي إلى خلل في دقة النموذج للتنبؤ وبالتالي قد تسبب تشويه المقدرات التي تم تقديرها بطريقة المربعات الصغرى أو بطريقة الإمكان الأعظم مما يؤدي إلى نتائج غير دقيقة .

وان فكرة البحث هو أي الفرضيات أكثر تأثير على دقة النموذج وبعبارة أخرى أي فرضية أكثر أهمية من البقية إذا توفرت لتعالج باقي الفرضيات .

وأكدت العديد من البحوث والدراسات الاهتمام الكبير بمشكلة الخلل في فروض التحليل ، حيث توجه العديد من الباحثين لدراسة هذه المشكلة وذلك لغرض إيجاد الحل المناسب لها ، وكان من أبرزهم (Fisher) وكان ذلك عام ١٩٤٣(ألنعيمي ، ٢٠٠٥) ، والعالم (Aitken) الذي وضع حلا لمشكلة الارتباط الذاتي بين الأخطاء من خلال إضافة قيمة معامل الارتباط (ρ) إلى طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS) لتأخذ شكل أكثر شمولية في تقدير المعلمات (الحسناوي) ، واهتم (الجبوري ، ٢٠٠٢) بالكشف عن الخلل في الفروض وكيفية معالجتها .

تقدير معالم نموذج الانحدار :-

إن تحليل الانحدار هو أسلوب البحث في دالة رياضية تفيد العلاقة بين متغير تابع ومتغيرات توضيحية بما يفيد التنبؤ والسيطرة (كاظم ومسلم ، ٢٠٠٢) بالإضافة الى تفسير العلاقات المختلفة بين المتغيرات وهذه العلاقة الدالية يمكن أن تكتب على شكل نموذج رياضي وبالشكل التالي :-

$$y_i = \beta_0 + \sum_{i=1}^{n} \beta_j X_{ij} + \varepsilon_j \quad \ldots\ldots\ldots (1)$$

حيث أن :-

y_i : متغير الاستجابة

X_{ij} : من المتغيرات التوضيحية

β_0 ، β_j : معالم النموذج

ε_j : الخطأ العشوائي

وعند توفر فروض نموذج الانحدار المتعدد يمكن تقدير معالم النموذج وهناك عدة طرق لتقدير المعالم في نموذج الانحدار المتعدد منها طريقة المربعات الصغرى وطريقة الإمكان الأعظم وطريقة أفضل تقدير غير متحيز إلا أن طريقة المربعات الصغرى هي أفضل طرائق التقدير وأكثرها استعمالا وتتميز بأنها غير متحيزة ولها اقل تباين من جميع التقديرات الخطية الأخرى (صالح ، ٢٠٠١) ، والصيغة (2) تمثل تقدير معلمات النموذج الخطي بطريقة المربعات الصغرى :-

$$\hat{\beta} = (X' X)^{-1} X' y \quad \ldots\ldots (2)$$

مشاكل النموذج الخطي العام

إن النموذج الخطي بني اعتمادا" على توفر مجموعة من الفروض ، وأن بعض هذه الفروض مرتبط بالعلاقة الدالية والبعض

الأخر مرتبط بالمتغير العشوائي وسوف نذكر هذه الطرق مع طرائق كشفها وطرائق معالجتها ومنها :-

أولا : تعدد العلاقة الخطية (Multicollinearity) :-

يواجه الباحث مشكلة تعدد العلاقة الخطية عند ارتباط اثنين أو أكثر من المتغيرات التوضيحية بعلاقة خطية ، وبذلك لا يمكن فصل تأثيرهما في متغير الاستجابة ، وكلما زاد عدد المتغيرات التوضيحية في النموذج أصبح الكشف عن المشكلة معقدا (دبدوب ، ١٩٩٨) .

قد يكون التعدد الخطي تاما ، وبذلك لايمكننا الحصول على معكوس مصفوفة المعلومات $(X'X)$ حيث تكون شاذة ، عندئذ لا يمكن تطبيق المعادلة (2) .

بعض طرائق الكشف عن تعدد الخطي :-

من أكثر الطرائق استخداما للكشف عن تعدد خطي هي :-

١- **اختبار (١٩٦٧) Farrar Glauber** :- يعتمد الاختبار على قيمة محسوبة لمربع كاي (Chi Square) بالاعتماد على محدد مصفوفة معامل الارتباط (R) وعدد المتغيرات التوضيحية (m) وعدد الوحدات التجريبية (n) وبدرجات حرية 2\m(m-1) .

٢- **تضخيم تباين العوامل variance inflation factor (VIF)** :- تم اقتراح هذا المقياس من قبل العالم (١٩٧٠) marquarat ، ويمكن التكهن بوجود التعدد الخطي عند زيادة قيمة مقياس معالم تضخم التباين **(VIF)** عن 10 ويعتمد ذلك على معامل التحديد R^2 (coefficient of determination) .

٣- **مقياس العدد الشرطي Conditional Number (CN)** :- وهو النسبة بين اصغر واكبر جذر مميز (characteristic root) الناتجة من تحليل مصفوفة المعلومات ، وقد أشار (١٩٨٢) Montgomery and peck إلى ضرورة الاستقصاء عن وجود تعدد العلاقات الخطية عند زيادة العدد الشرطي عن 100 .

تعد هذه الطرائق أعلاه هي الأسهل استخداما وأكثر شيوعا لكونها تعتمد على قيم ثابتة ، خاصة مقياس تضخيم التباين (VIF) والذي يتم الحصول عليه مباشرة بوصفه احد نتائج تحليل الانحدار عند استخدام بعض البرامج الحاسوبية الجاهزة .

معالجة تعدد العلاقة الخطية :-

من الطرائق الشائعة للتغلب على تعدد العلاقة الخطية هي :-

١- التحويل المعياري لقيم المتغيرات

٢- إضافة بيانات جديدة إلى البيانات الأصلية

٣- حذف البيانات المسببة للتعدد الخطي أو استبدالها

٤- انحدار الحرف

ثانيا – مشكلة عدم تجانس التباين :-

إن وجود ظاهرة عدم التجانس التباين تجعل من مقدرات النموذج الخطي غير كفوءة ومتحيزة في تقديراتها لقيم معلمات النموذج واختبارات النموذج تكون غير مقنعة ولا يمكن اعتمادها (السيفو ، ١٩٨٨) ، بشكل عام تواجه مشكلة عدم تجانس التباين في حالة تقدير معالم النموذج على بيانات المقطع العرضي أكثر منها في بيانات السلاسل الزمنية وذلك لكون هناك تفاوت كبير في قيمها كما هو الحال في بيانات بحوث الأسرة والبيانات الخاصة بمؤسسات أو مناطق حيث يكون التباين كبير في متغيراتها ، لذلك يكون استخدام طريقة المربعات الصغرى غير مجدي أي انه لا تمتلك المعالم المقدرة بهذا الأسلوب خاصية اقل تباين ممكن .

الكشف عن وجود عدم تجانس :-

لقد وضعت عدة اختبارات للكشف عن وجود مشكلة عدم تجانس تباين الخطأ وهي :-

١- اختبار معامل ارتباط الرتب لسبيرمان .

٢- اختبار بارك .

٣- اختبار كولد فلدر كونت .

اختبار كولد فلدر كودنت Goldfeld and Quandt test

يطبق هذا الاختبار على العينات الكبيرة ($n \geq 10$) حيث نفترض أن حد الاضطراب (U_i) له توزيع طبيعي واستقلالية بين $(U_i U_j)$ أي أن :-

$$F(U_i U_j) = 0 \qquad i \neq j$$

والفرضية الخاصة بالاختبار :-

$H_0 = U_i$ متجانسة

$H_1 \neq U_i$ غير متجانسة

حيث نرتب البيانات ترتيبا تصاعديا استنادا إلى قيم المتغير التوضيحي X ثم نقسم البيانات المرتبة إلى قسمين حيث تحتوي المجموعة الأولى على القيم الصغيرة للمتغير X والمجموعة الأخرى على القيم الكبيرة للمتغير X مع حذف بعض القيم الوسطى . ثم إجراء تحليل الانحدار لكل مجموعة لإيجاد $MSe = S_i^2$ لكل مجموعة ومن ثم نجد قيمة F المحسوبة من الصيغة التالية :-

$F = S_i^2$ الأكبر قيمة $/ S_i^2$ الأصغر قيمة

فإذا كانت قيمة F المحسوبة اكبر من قيمة F الجدولية تقبل الفرضية البديلة أي أنه يوجد اختلاف في التباين .

معالجة فرضية تجانس التباين :-

١- عمل تحويل Transformation لقيم Y و X أو لكليهما لجعل التباين ثابت .

٢- طريقة المربعات الصغرى الموزونة ، حيث تستخدم لجعل التباين متجانسا .

ثالثا – الارتباط الذاتي بين الأخطاء :-

أن اغلب الدراسات تكون على شكل سلاسل زمنية وكذلك البحوث التي تعتمد على بيانات مقطعية ، يؤدي هذا إلى أن الخطأ في فترة زمنية معينة يكون مرتبطا مع الخطأ في الفترة الزمنية التي قبلها مما يؤدي إلى ظاهرة الارتباط الذاتي مابين الأخطاء كذلك تنشأ هذه الظاهرة

نتيجة لحذف بعض المتغيرات التوضيحية من العلاقة المدروسة أو تعديل في البيانات المستخدمة لأغراض تقدير معالم النموذج ، وبما أن عملية التقدير هذه تعتمد في العادة على أخذ معدلات قيم المشاهدات المتتالية هذا بدوره يؤدي الى خلق علاقة مابين الأخطاء العشوائية للنموذج الخطي .

إن النموذج الخطي العام له فرضياته الخاصة فمنها ما يخص النموذج وهي المتمثلة بالمعادلة (1) ومنها ما يخص التقدير وهي التي تشير إحداها الى أن الخطأ العشوائي (Ui) له توزيع طبيعي بوسط قدره (E(Ui)=0) وتباين قدره $E(U'U)=\sigma^2 I$ حيث أن I مصفوفة أحادية ذات بعد (n×n) أي أن الخطأ العشوائي المصاحب لأية مشاهدة لا يتأثر بالخطأ العشوائي لأية مشاهدة أخرى أي عدم توفر ظاهرة الارتباط الذاتي بين الأخطاء العشوائية (Ramaathan) .

<u>الكشف عن وجود الارتباط الذاتي (خاشع)(السيفو):-</u>

إن اختبار كل من (t) و(F) لا يصلحان للكشف عن وجود ارتباط الذاتي بين الأخطاء وذلك لكون تباين الخطأ العشوائي المحسوب بطريقة (OLS) لا يعبر عن قيمته الحقيقة وعليه لا بد من استخدام اختبار أخر لتحديد وجود الارتباط الذاتي في المشكلة المدروسة ، حيث أن هناك عدة اختبارات للكشف عن وجود الارتباط الذاتي ومن أهمها وأكثرها استخداما" هو اختبار داربن – واطسون وذلك لكونه مناسبا" لاختبار وجود الارتباط الذاتي من الدرجة الاولى ، ويجري الاختبار كما يلي :-

أولا :- تحديد فرضية العدم والفرضية الذاتية :

$H_0 : \rho = 0$

$H_1 : \rho \neq 0$

حيث أن :

ρ = قيمة معامل الارتباط الذاتي

ثانيا – تقدير قيمة (d) المحسوبة من الصيغة التالية :

$$D.W = \frac{\sum_{i=1}^{n}(U_t - e_{t-1})^2}{\sum_{i=1}^{n} e_t^2} \quad .....(4)$$

$$U_i = y_i - \hat{y}$$

$$\hat{y} = \beta_0 + \beta_1 X_{i1}$$

نفتح الحد الأيمن من المعادلة (٤) نحصل على :-

$$D.W = \frac{\Sigma U_t^2 - 2\Sigma U_t U_{t-1} + \Sigma U_{t-1}^2}{\Sigma U_t^2} \quad .....(5)$$

فإذا كان:-

$U_t = U_{t-1}$

نحصل على :-

$$D.W = \frac{2\Sigma U_t^2 - 2\Sigma U_t U_{t-1}}{\Sigma U_t^2} \quad .....(6)$$

ترتب المعادلة (6) :

$$D.W = \frac{2\Sigma U_t^2}{\Sigma U_t^2} - \frac{2\Sigma U_t + U_{t-1}}{\Sigma U_t}$$

$$D.W = 2 - \frac{2\Sigma U_t U_{t-1}}{\Sigma U_t^2}$$

$$\hat{\rho} = \frac{\sum_{i=1}^{n} U_t U_{t-1}}{\sum_{i=1}^{n} U_t^2}$$

$$D.W = 2 - 2\rho$$

$$\hat{\rho} = 1 - \frac{D.W}{2} \qquad \ldots\ldots\ldots (7)$$

حيث أن $(0 < D.W < 4)$

فإذا كان قيمة (D.W) تقترب من الصفر دل ذلك على وجود ارتباط ذاتي موجب ، في حين كلما كانت قيمة (D.W) تقترب من (4) يدل على وجود ارتباط ذاتي سالب ، وكلما اقتربت تلك القيمة من (٢) دل ذلك على انعدام الارتباط الذاتي بين الأخطاء .

ومن جدول داربن– واطسون نستخرج (القيمة الدنيا) dL الجدولية و(القيمة العليا) du الجدولية وبدرجة حرية مساوية لحجم العينة (n) وعدد المعالم المقدرة (k) ومستوى معنوية معين ، فإذا وقعت قيمة داربن واطسون $(dL \leq D.W \geq du)$ دل ذلك على وجود ارتباط ذاتي بين الأخطاء .

<u>طريقة التخلص من الارتباط الذاتي :-</u>

سوف نستخدم طريقة المربعات الصغرى العامة (GLS) في عملية التقدير والذي يعتبر العالم (Aitken) (الحسناوي و كاظم) أول من استخدم هذه الطريقة عام ١٩٣٥ وسميت هذه الطريقة باسمه (Aittkens generalized least square method) حيث تمتاز هذه الطريقة بالشمولية في عملية تقدير معلمات النموذج من خلال حل مشكلة الارتباط الذاتي بين الأخطاء ، وعلى فرض وجود ارتباط ذاتي بين الأخطاء فان :-

$$E(U'U) = \sigma^2 \Omega$$

حيث أن :-

Ω : مصفوفة متماثلة موجبة غير قطرية وذات رتبة (n.n) وعناصرها تمثل الارتباطات الذاتية بين قيم الاخطاء العشوائية (ρ) وتأخذ الشكل الأتي :-

$$\Omega = \begin{pmatrix} 1 & \rho & \rho^2 & \cdots\cdots & \rho^{n-1} \\ & 1 & \rho & \cdots\cdots & \rho^{n-2} \\ & & 1 & \cdots\cdots & \rho^{n-2} \\ & & & & 1 \end{pmatrix}$$

ويمكن إيجاد معكوس المصفوفة (Ω) :

$$\Omega^{-1} = (1-\rho^2)^{-1} \begin{pmatrix} 1 & -\rho & 0 & \cdots 0 \\ -\rho & (1+\rho^2) & -\rho & \cdots 0 \\ 0 & -\rho & (1+\rho^2) & \cdots 0 \\ & & -\rho & \cdots 0 \\ 0 & 0 & & 1 \end{pmatrix}$$

نضيف (Ω^{-1}) إلى المعادلة (2) لتصبح :-

$$\hat{\beta}_{GLS} = (X'\Omega^{-1}X)^{-1}X'\Omega^{-1}y \quad \ldots\ldots(8)$$

ولإيجاد الطريقة المثلى والمناسبة لتقدير قيمة (ρ) للحصول على أفضل تقديرات لمعلمات طريقة المربعات الصغرى العامة نستخدم طريقة ثايل – نكار .

طريقة ثايل – نكار Theil – Nagar method (السيفو):-

تعتمد هذه الطريقة على المعادلة (7) ولفرض تقدير الارتباط الذاتي حسب أسلوب ثايل – نكار يجب الأخذ بنظر الاعتبار عدد المشاهدات المأخوذة وعدد معلمات النموذج المدروس كما في الصيغة التالية :-

$$\hat{\rho} = \frac{n^2(1-\frac{D.W}{2})+(K+1)}{n^2 - (K+1)} \quad \ldots\ldots(9)$$

حيث ان :-

n : عدد المشاهدات

K : عدد المعالم بما فيها المقطع

ثم نعوض قيمة ($\hat{\rho}$) في المصفوفة (Ω) ومن ثم نجد المصفوفة (Ω^{-1}) ونعوضها في المعادلة (8) للحصول على مقدرات المربعات الصغرى العامة (GLS) .

الجانب التطبيقي :-

تم تطبيق الجانب النظري على البيانات التي تم أخذها من دائرة كهرباء نينوى – سد الموصل وتشمل البيانات على أربع متغيرات وكل متغير يضم 365 مشاهدة (يوم) لسنة ٢٠٠٦ حيث يتم توليد الوحدات الكهربائية والذي يمثل متغير الاستجابة y المعتمدة على المياه المتدفقة من البحيرة الرئيسية والذي يمثل المتغير التوضيحي (X_1) وعلى نهر البحيرة الرئيسية والذي يمثل المتغير التوضيحي (X_2) وعلى ارتفاع العمود للبحيرة والذي يمثل المتغير (X_3)

اجري تحليل الانحدار متغير الاستجابة y (M.W) على المتغيرات الثلاث التوضيحية X_1, X_2, X_3 وذلك للكشف على وجود خلل في الفروض الأساسية والتي يجب توفرها في تقدير معالم النموذج الخطي المتعدد أم لا .

الكشف عن وجود تعدد العلاقات الخطية :-

ISSN:1813 –

تم الاعتماد على مقياس تضخيم التباين (VIF) وذلك للكشف عن وجود تعدد العلاقة الخطية والذي يتم الحصول عليه مباشرة باستخدام البرنامج الحاسوبي الجاهز Mnitab .

الجدول رقم (2) تمثل مقياس تضخم التباين VIF للمتغيرات التوضيحية

X_i	VIF
X_1	173.2
X_2	12.2
X_3	171.5

نلاحظ من الجدول أعلاه أن قيم معالم تضخم التباين VIF تساوي أكثر من 10 مما يدل على وجود علاقة بين المتغيرات التوضيحية وهذا يعني وجود خلل لأحدى فروض التحليل والتي تتضمن على عدم وجود علاقة بين المتغيرات التوضيحية .

الكشف عن وجود عدم تجانس :-

تم الكشف عن مشكلة عدم التجانس باختبار كولدفلدو كوندت المشار إليه سابقا حيث تم حساب :

١- متوسط مجموع مربعات الخطأ لبيانات القسم الأول

$$Mse_1 = S_1^2 = 636$$

٢- كتوسط مجموع مربعات الخطأ لبيانات القسم الثاني :

$$Mse_2 = S_2^2 = 34$$

وبذلك فان المختبر الإحصائي F يكون :-

$$F = \frac{S_1^2}{S_2^2} = \frac{636}{34} = 18.70$$

وتحت مستوى معنوية (0.05) ودرجات حرية :

$$V_1 = V_2 = \frac{n-d-2k}{2} = \frac{170-25-2(4)}{2} = 68.5$$

حيث أن :-

d= عدد المشاهدات الوسطية المحذوفة .

K= عدد المعلمات المقدرة .

Tab F = (68.5 , 68.5 , 0.05) = 1.50

بما أنا قسمة F المحسوبة اكبر من قيمة F الجدولية فأن S_1^2 و S_2^2 مختلفتان بمعنى وجود اختلاف في تجانس التباين بمعنى أنه يوجد خلل ثان في فروض التحليل وهي عدم التجانس .

الكشف عن وجود الارتباط الذاتي :

باستخدام المعادلة (4) فان قيمة المختبر الإحصائي لدربن- واطسون هي :

D.W = 0.7

ومن جدول دربن – واطسون نلاحظ القيمة الجدولية لـ D.W اكبر من القيمة المحسوبة بمعنى انه يوجد ترابط ذاتي بين الأخطاء . وهذا يعني وجود خلل ثالث في فروض التحليل .

من هذا المنطلق ومن خلال وجود مشاكل في فروض التحليل الثلاث الأنفة الذكر التجأنا لمعالجة فرضية واحدة تفيد في توفر الفرضيات الأخرى ، ومن هنا بدأنا بمعالجة الخلل في فرضية الارتباط الذاتي بطريقة المربعات الصغرى العامة (GLS) , والسبب يعود الى أن مصفوفة Ω هي مصفوفة غير قطرية والتي عناصرها تمثل الارتباطات الذاتي بين قيم الأخطاء العشوائية $\hat{\rho}$ وعليه يتم تصحيح البيانات كاملة ، مع ملاحظة الفارق بين مصفوفة التباين والتباين المشترك حيث تكون مصفوفة قطرية وذلك عند تصحيح فرضيتي تعدد العلاقة الخطية وتجانس التباين حيث تكون الإضافة فقط الى قطر المصفوفة وبالتالي لايتم تصحيح جميع البيانات ، لذا سوف يتم معالجة مشكلة الارتباط الذاتي بين الأخطاء وعن طريقها يتم معالجة باقي الفرضيات ، وعليه نجد أولا" معامل الارتباط الذاتي ($\hat{\rho}$) من المعادلة (9) :

$$\hat{\rho} = \frac{(365)^2(1-\frac{0.74}{2})+(4)^2}{(365)^2\ (4)^2} = 0.6301$$

ثم نعوض قيمة ($\hat{\rho}$) في مصفوفة (Ω) ثم نجد (Ω^{-1}) ونعوضها في المعادلة (8) للحصول على مقدرات المربعات الصغرى العامة (GLS) وبالنتيجة نحصل على النموذج :

$$\hat{y}_{GLS} = 9898.25 + 10.16X_1 + 23.98X_2 + 15.75X_3$$

ومن هذا العمل الطويل والصعب استنتجنا بأن معالجة الخلل في فرضية الارتباط الذاتي يغنينا عن معالج الخلل في الفرضيات الأخرى.

وأخيرا نجد قيمة متوسط مربعات الأخطاء (MSe) حسب المعادلة :-

$$MSe = \frac{\sum(y-\hat{y})^2}{n-1}$$

$$= \frac{285037}{356-1} = 783.0686$$

الاستنتاجات والتوصيات

١- تم اختبار فروض التحليل للبيانات وكشفنا من خلال الاختبارات بان البيانات تعاني من مشكلة عدم توفر فروض التحليل وهي التعدد الخطي حيث تم كشفه وفق اختبار تضخم التباين (VIF) ، وكذلك فرضية تجانس التباين أيضا" غير متوفرة والذي تم كشفه باختبار اختبار كولد فلدر كودنت ، وأخيرا" فرضية الارتباط الذاتي كان أيضا" غير متوفر والذي تم كشفه باختبار داربن – واطسون .

٢- لوحظ أن فرضية الارتباط الذاتي بين الأخطاء أكثر تأثير على دقة النموذج وعن طريق تقدير قيمة معامل الارتباط الذاتي ($\hat{\rho}$) يمكننا التخلص من مشكلة الارتباط بين قيم المتغير العشوائي (حد الاضطراب) وذلك للحصول على أدق مقدرات للنموذج المدروس بطريقة المربعات الصغرى العامة (GLS) .

٣- لقد استنتجنا من بحثنا هذا أنه عند معالجة مشكلة الارتباط الذاتي يغنينا عن معالجة باقي الفروض ، وذلك بان تم معالجة البيانات باستخدام اسلوب المربعات الصغرى العامة في تقدير معالم النموذج باستخدام مصفوفة الارتباط الذاتي بين قيم الأخطاء العشوائية ، حيث

تكون المصفوفة Ω مصفوفة غير قطرية وعناصرها تمثل قيمة معامل الارتباط بين الأخطاء وبذلك سوف يتم تصحيح جميع البيانات ، على خلاف فرضيتي تجانس التباين على خلاف فرضية تجانس التباين حيث تكون مصفوفة التباين والتباين المشترك مصفوفة قطرية وبالتالي لايتم تصحيح جميع البيانات .

المصادر

١- الجبوري ، شلال حبيب وناسي ، نبيل جورج (٢٠٠٢) ، " اسلوب جديد لاكتشاف وتقدير المشاهدات الشاذة لنماذج الانحدار البسيط " ، مجلة العلوم الاحصائية ، العدد الأول ، جامعة الموصل ، العراق ، ص (٣١-٤٢) .

٢- الحسناوي ، أموري هادي كاظم وعصام خضير (١٩٩٩) ، " طبيعة البيانات الأحصائية وبناء النماذج القياسية " ، دار وائل للنشر ، عمان ، الأردن .

٣- الحسناوي ، أموري هادي كاظم ومسلم ، باسم شلبية (٢٠٠٢) ، " القياس الاقتصادي المتقدم – النظرية والتطبيق " ، الطبعة الثانية ، مطبعة الطيف ، جامعة بغداد .

٤- الراوي ، خاشع محمود (١٩٨٧) ، " المدخل الى تحليل الانحدار " ، جامعة الموصل ، وزارة التعليم العالي والبحث العلمي ، العراق .

٥- السيفو ، وليد إسماعيل (١٩٨٨) ، " المدخل الى الاقتصاد القياسي " ، مطبعة مديرية دار الكتب للطباعة والنشر، جامعة الموصل ، العراق .

٦- صالح ، ذكاء يوسف عزيز (٢٠٠١) ، " مقارنة بعض الطرق الحصينة لتقدير معلمات نموذج الانحدار الخطي المتعدد " ، رسالة ماجستير ، كلية علوم الحاسبات والرياضيات ، جامعة الموصل ، العراق .

٧- كاظم ، أموري هادي ومسلم ، باسم شلبية (٢٠٠٢) ، " القياس الاقتصادي المتقدم النظرية والتطبيق " ، مطبعة دنيا الأمل ، بغداد ، العراق .

٨- النعيمي ، أسوان محمد (٢٠٠٥) ، " اختيار المتغيرات في انحدار الحرف " ، رسالة ماجستير ، كلية علوم الحاسبات والرياضيات ، جامعة الموصل ، العراق .

9- Anderson, T.W. (1985);" Introduction to Multivariate statistical Analysis ", 2nd ed. , John wiley and sons , New york , U.S.A .

10- Marquardt D.W.(1970) " Generalized inverses Ridge statistical Research " , JASA ; VOI .60 ; PP . 234-256 .

11- Montgomery Douglas C. and Elizabeth A. Peck (1982) , " Introduction to linear Regression Analysis " ; Jon Wiley and sons ; New Yourk ; USA .

12- Ramanathan, R. (1992); " Introduction to Econometrics with Application" , 2nd . ed. Fort Worth ; the Dryden press .

Select the autocorrelation method between error manipulation other hypothises with application

(**Received:** 22 / 3 / 2009 ---- **Accepted:** 25 / 10 / 2009)

Abstract:

In this paper , we studided the problem of the autocorrelation between errors using General Least Squares Estimation (GLS) through using the correlation matrix , which is Asymmetric matrix . We used the data obtained from Musel dam power stations and with not denoising other problem. We found that those data have three problems they are multicollinearity , hetroscedaticity and autocorrelation .