

مقارنة بين اختبارات مشكلة عدم تجانس تباين الخطأ في أنموذج الانحدار الخطي المتعدد في حالة ابتعاد البيانات عن التوزيع الطبيعي

م. م مرتضى منصور عبدالله حمود ال هاشم

جامعة ديالى - كلية الادارة والاقتصاد - قسم الإحصاء

A comparison between the problem of the heterogeneity of the variance error in the model of multiple linear regression analysis in the case of data distancing from the normal distribution

**Asst. Ins . Murtadha Mansour Abdullah
University of Diyala
College of Administration & Economics**

مقارنة بين اختبارات مشكلة عدم تجانس تباين الخطأ في أنموذج الانحدار الخطي المتعدد في حالة ابتعاد البيانات عن التوزيع الطبيعي.....

مقارنة بين اختبارات مشكلة عدم تجانس تباين الخطأ في أنموذج الانحدار الخطي المتعدد في حالة ابتعاد البيانات عن التوزيع الطبيعي

م.م. مرتضى منصور عبدالله حمود

الملخص :

ان اغلب الاختبارات الاحصائية الخاصة باختبار فرضية تجانس تباين الخطأ تتطلب شروطاً وفرضيات ومنها شرط التوزيع الطبيعي للبيانات لتعطي نتائج يمكن الاستناد اليها في اتخاذ القرار الصحيح ، وعند خرق هذا الشرط فأن استعمال هذه الاختبارات سوف لا يكون صحيحاً لأنه سيعطي نتائج غير دقيقة لذلك يتم اللجوء الى احصاءات أخرى تعطي نتائج يمكن الاعتماد عليها في اتخاذ القرار وفي هذا البحث تم اختبار مشكلة عدم تجانس تباين الخطأ العشوائي باستعمال احصاءات الاختبار ($(BP, G - F)$ and (Φ, Ψ) test) في أنموذج انحدار خطى ، ولغرض تحقيق المقارنة بين هذه الاحصاءات في حالتين ،الحالة الاول عندما تتبع البيانات التوزيع الطبيعي والحالة الثانية عندما تتبع البيانات توزيع كوشى . فقد تم توظيف اسلوب المحاكاة بطريقة مونت كارلو (Monte Carlo) لاختبار فرضية تجانس تباين الخطأ العشوائي من خلال احتساب احتمال الخطأ من النوع الاول وقوة الاختبار لهذه الاحصاءات. وتم التوصل الى ان احصاءات الاختبار المتمثلة بـ (Φ, Ψ) في حالة التوزيعين الطبيعي وكوشي المذكورين انفأ المستخدمين في اختبار فرضية تساوي تباينات الخطأ في أنموذج انحدار خطى متعدد هي الافضل في جميع الحالات.

Abstract

the most of the statistical tests for testing the hypothesis of Heteroscedasticity need specific conditions and hypotheses form condition normal distribution data if this condition is broken , the use statistical tests will not be right because it gives inaccurate results. So that circular will be through the study of four types of tests(($BP, G - F$)and(Φ, Ψ) test)in the linear regression.in order to achieve the comparison among these statistics in tow case

The first case is when the data follow the normal distribution and The second case the data follow the Cauchy distribution .the simulation style was employed using (Monte Carlo) method to test of the homoscedasticity , through counting the possibility of type I error and the power of test for these statistics . We have found that (Φ, Ψ) statistics in case (normal and Cauchy) distribution of The observations used in testing hypothesis in the multiple linear regression model model is the best tin both cases.

المقدمة

تقديرات معلمات الانحدار الخطي المتعدد بطريقة المربعات الصغرى الاعتيادية تعد افضل التقديرات واقربها الى الواقع لتمثيل البيانات على شكل أنموذج انحدار خطى ولكن ذلك يكون حسب شروط معروفة يجب ان توافر حتى نحصل على افضل التقديرات بهذه الطريقة طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية (*OLS*) وفي حالة عدم توافر احد الشروط الاساسية للتقدير بطريقة المربعات الصغرى الاعتيادية (*OLS*) لمعلمات الانحدار الخطى سوف يؤدي ذلك الى التأثير في جودة التقديرات لمعلمات أنموذج الانحدار ، ومن ضمن هذه المشكلات التي تؤثر في احد الشروط الاساسية لتقديرات المربعات الصغرى الاعتيادية (*OLS*) مشكلة عدم تجانس تباين الخطأ العشوائي (*Heteroscedasticity*) حيث ان مشكلة عدم تجانس تباين الخطأ قد تؤثر في تغير القيم التقديرية لمعلمات أنموذج الانحدار ، اي ان مشكلة عدم تجانس تباين الخطأ العشوائي يمكن ان يجعل تقديرات المربعات الصغرى الاعتيادية (*OLS*) غير دقيقة وبعيدة عن الواقع ، لذلك قبل الاعتماد على تقديرات المربعات الصغرى الاعتيادية يجب اختبار مشكلة عدم تجانس تباين الخطأ. اذ يتم اللجوء الى اختبارات مشكلة عدم تجانس الخطأ للكشف عن هذه المشكلة حتى يتم التخلص منها ومعالجة هذه المشكلة حتى يتم الحصول على تقديرات دقيقة وتمثل البيانات تمثيلاً واقعياً، اذ يوجد العديد من الاختبارات الاحصائية التي تساعد في الكشف عن هذه المشكلة ومن اهم هذه الاختبارات اختبار كولد فيلد (*Goldfeld and Quandt*) لكن تعتمد هذه الاختبارات على شرط معين لاختبار فرضية التجانس الا وهو شرط التوزيع الطبيعي للبيانات وفي حالة عدم تحقق هذا الشرط تصبح هذه الاختبارات غير كفؤة في تحديد مشكلة عدم التجانس لذلك فقد اقترح مجموعة من الباحثين احصاءات اختبار تساعده على الكشف عن مشكلة عدم التجانس في حال ابتعاد البيانات عن التوزيع الطبيعي ومن اهم هذه طرائق التي سوف يتم استخدامها في هذا البحث هو اختبار (*Ivans and Maxwell*) وختبار (*MACHADOSILVA*) وتم تطبيق هذه الاختبارات مقارنة مع اختبار مضاعفات لانكرانج في حالة اتباع البيانات التوزيع الطبيعي وفي حالة ابتعاد البيانات عن التوزيع الطبيعي.

مشكلة البحث : The search problem

ان من اهم المشكلات التي تواجه الاختبارات الاحصائية لمشكلة عدم تجانس تباين الخطأ هي الفرضيات الخاصة بالتوزيع الطبيعي فان اغلب الاختبارات الكلاسيكية شرط من شروطها هو ان تتبع البيانات التوزيع الطبيعي وفي حالة عدم تحقيق هذا الشرط تصبح نتائج هذه الاختبارات غير دقيقة وغير صحيحه لذلك يتم اللجوء الى طرائق اخرى تكشف عن هذه المشكلة في ظل ابتعاد البيانات عن التوزيع الطبيعي.

هدف البحث : The search objective

تهدف هذه الدراسة الى المقارنة بين الاختبارات الخاصة لمشكلة عدم تجانس تباين الخطأ وذلك ضمن حالات مختلفة وتحديد اي من هذه الاختبارات هو الافضل في تحديد المشكلة ومن اهم هذه الحالات هي (المقارنة بين الاختبارات في حالة اتباع البيانات التوزيع الطبيعي وكذلك ضمن حالات تبتعد فيها البيانات عن التوزيع الطبيعي وكذلك ضمن حجوم عينات ومستويات تباين مختلفة) ويتم استعمال اسلوب المحاكاة في عملية توليد البيانات وان اسلوب المقارنة بين هذه الاختبارات هو الخطأ من النوع الاول وكذلك قوة الاختبار.

مقارنة بين اختبارات مشكلة عدم تجانس تباين الخطأ في نموذج الانحدار الخطي المتعدد في حالة ابعاد البيانات عن التوزيع الطبيعي.....

Heteroscedasticity problem[7,3]

تعني مشكلة عدم تجانس التباين بأن تباين الخطأ العشوائي غير ثابت من مشاهده إلى أخرى وهذه المشكلة تظهر بصورة خاصة في البيانات المقطعة (Cross – Section Data) ومثال على ذلك بحوث ميزانية الأسرة (Household Budget) التي يكون فيها تباين الخطأ الخاص بأنفاق العوائل على السلع والمواد المختلفة منخفضاً لدى بعض العوائل ذات الدخل الواطئ ويكون الإنفاق كبيراً عند العوائل ذات الدخل المرتفع وذلك لأن معظم إنفاق العوائل منخفضة الدخول ينصب بالأساس على الضروريات وعلى العكس في حالة الأسر ذات الدخول المرتفعة

وبافتراض لدينا نموذج الانحدار العام التالي :

$$Y_i = B_0 + B_1 X_{i1} + \dots + B_K X_{iK} + U_i \quad (1)$$

$$i = 1, 2, \dots, n$$

إذ ان :

$B_j \quad j = 0, 1, 2, \dots, K$: تمثل معالم العلاقة الخطية

ويمكن كتابة النموذج (1) باستخدام المصفوفات كما يأتي :

$$\underline{Y} = \underline{X}\underline{B} + \underline{U} \quad (2)$$

حيث ان :

\underline{Y} : متوجه ذو بعد ($n * 1$) من مشاهدات المتغير المعتمد.

\underline{X} : مصفوفة ذات بعد ($K + 1 * n$) من مشاهدات المتغيرات المستقلة.

\underline{B} : متوجه ذو بعد ($K * 1$) للمعلم.

\underline{U} : متوجه ذو بعد ($n * 1$) لقيم الخطأ العشوائي.

وبافتراض ان مصفوفة التباين والتباين المشترك للأخطاء هي:

$$E(U\hat{U}) = \sigma^2 W$$

في حالة تجانس التباين تكون مصفوفة (W) مصفوفة احادية (I) وان افضل تقدير غير متحيز (BLUE) الى معلم (B) هي تقديرات المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS) .

$$\hat{\underline{B}}_{OLS} = (\underline{X}'\underline{X})^{-1}\underline{X}'\underline{Y} \quad (3)$$

ومصفوفة التباين والتباين المشترك للمعلم المقدرة:

$$\text{var} - \text{cov}(\hat{\underline{B}}_{OLS}) = \sigma^2 (\underline{X}'\underline{X})^{-1}$$

اما اذا كانت مصفوفة (W) ليست مصفوفة احادية (I) فان عملية تقدير المعلم تكون باستخدام طريقة المربعات الصغرى الموزونة (WLS) وكما يأتي:

بما ان المصفوفة (W) مصفوفة قطرية ومربيعه ومشهورة وجهاً . اذن توجد مصفوفة مثل (ρ) بحيث ان ($W = \rho' \rho$) وبضرب طرفي النموذج (2) في ρ^{-1} في هذه الحالة يمكن التخلص من مشكلة عدم تجانس التباين ويمكن توضيحها كما يأتي:

$$\rho^{-1}\underline{Y} = \rho^{-1}\underline{X}\underline{B} + \rho^{-1}\underline{U} \quad (4)$$

مقارنة بين اختبارات مشكلة عدم تجانس تباين الخطأ في نموذج الانحدار الخطي المتعدد في حالة ابتعاد البيانات عن التوزيع الطبيعي.....

العملية المذكورة انفاً بمثابة تحويل المشاهدات كافة للمتغير المعتمد من حالة عدم التجانس الى حالة التجانس اي ان:

$$\begin{aligned} E[(\rho^{-1}U)(\rho^{-1}U)'] &= E(\rho^{-1}UU'\rho'^{-1}) = \rho^{-1}E(UU')\rho'^{-1} \\ &= \rho^{-1}\sigma^2W\rho'^{-1} = \sigma^2\rho^{-1}W\rho'^{-1} \\ &= \sigma^2\rho^{-1}\rho\rho'\rho'^{-1} = \sigma^2I_nI_n = \sigma^2I_n \end{aligned}$$

النتيجة المذكورة انفاً تسمح بأجراء تقدير لمعامل النموذج (4) باستخدام اسلوب المربعات الصغرى وكما يأتي :

$$\begin{aligned} (\rho^{-1}U)'(\rho^{-1}U) &= (\rho^{-1}Y - \rho^{-1}XB)'(\rho^{-1}Y - \rho^{-1}XB) \\ U'(\rho\rho')^{-1}U &= Y'(\rho\rho')^{-1}Y - 2B'X'(\rho\rho')Y + B'X'(\rho\rho')^{-1}XB \\ \therefore \rho\rho' &= W \\ \therefore U'W^{-1}U &= Y'W^{-1}Y - 2B'X'W^{-1}Y + B'X'W^{-1}XB \end{aligned}$$

وبأخذ المشقة الاولى الى B ومساواتها للصفر نحصل على المعادلة الطبيعية الآتية:

$$2X'W^{-1}X\widehat{B}_{WLS} - 2X'W^{-1}Y = 0$$

وبحل المعادلة السابقة انيا نحصل على تقديرات المربعات الصغرى الموزونة (WLS) لمعامل:

$$\widehat{B}_{WLS} = (X'W^{-1}X)^{-1}X'W^{-1}Y \quad (5)$$

ومن خصائص هذه التقديرات انها تقديرات غير متحيزة.

$$\begin{aligned} E[\widehat{B}_{WLS}] &= E[(X'W^{-1}X)X'W^{-1}(XB + U)] \\ &= E[(X'W^{-1}X)^{-1}X'W^{-1}XB + (X'W^{-1}X)^{-1}X'U] \\ &= B + (X'W^{-1}X)^{-1}X'E(U) \end{aligned}$$

وبأخذ التوقع للطرفين

$$E(\widehat{B}_{WLS}) = B$$

ولها تباين وتباين مشترك هو:

$$\text{var} - \text{cov}(\widehat{B}_{WLS}) = \sigma^2(X'W^{-1}X)^{-1} \quad (6)$$

مقارنة بين اختبارات مشكلة عدم تجانس تباين الخطأ في أنموذج الانحدار الخطي المتعدد في حالة ابعاد البيانات عن التوزيع الطبيعي.....

اختبارات مشكلة عدم تجانس تباين الخطأ:

تنقسم اختبارات مشكلة عدم التجانس الى نوعين من الاختبارات وكما يأتي:

اختبارات عدم التجانس ضمن توزيع اخطاء متماثلة

ان الشرط الاساسي لهذه الاختبارات هو ان الاصطاء تتوزع توزيعاً طبيعياً بوسط صفر والتباين (σ_i^2) وكما يأتي:

$$U_i \sim N(0, \sigma_i^2)$$

واهم هذه الاختبارات هما :

1- اختبار مضاعف لانكرانج [7,3]

اختبار مضاعف لانكرانج هو اختبار لوجود مشكلة عدم تجانس التباين الذي اقترح من الباحثين (Breusch and Pagan) عام 1979م، وأن احصاء الاختبار تعتمد على تقديرات الامكان الاعظم .

بالرجوع الى الانموذج الخطي ذي الرقم $\underline{Y} = \underline{X} \underline{B} + \underline{U}$ (2) ولنفرض أن هذا الانموذج يعني من مشكلة عدم تجانس التباين.

$$\sigma_i^2 = h(S', \gamma_i) \quad (7)$$

اذ ان :

γ_i متجه ذات ابعاد $1 \times p$ من المعالم غير المرتبطة بمتجهة المعالم B
 (S_i) : متجه ذات ابعاد $(1 \times P)$ تحتوي على بعض المتغيرات المستقلة او جميعها.
 (h_i) : هي دالة غير محددة الشكل.

بالنسبة الى الانماذجين المذكورين افأ (2) و (7) فأن احصاء مضاعفات لانكرانج (LM) لاختبار فرضية التجانس يمكن ان تحسب من نصف مجموع الانحرافات الموضحة لأنموذج انحدار قيم $g_i = \frac{e_i^2}{\sigma^2}$ على قيم المتغير (X_i) وهذه الاحصاءة تتوزع بصورة تقاريبية توزيع مربع كاي (χ^2) بدرجة حرية $(1-p)$ تحت فرضية التجانس. [4,8]

ويمكن برهنة ذلك كما يأتي:

$$U_i \approx N(0, \sigma_i^2)$$

وان دالة الامكان الاعظم للانماذجين تكتب بالشكل الاتي

$$L(B, \gamma) = \pi \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_i^2}} \exp \left\{ -\frac{(Y_i - B_0 - B_1 X_{i1} - \dots - B_K X_{iK})^2}{2\sigma_i^2} \right\} \right)$$

$$L(B, \gamma) = -\frac{1}{2} n \log(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sigma_i^2 - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sigma_i^2 (Y_i - X_i \hat{B})^2$$

$$d = \frac{\partial \log l}{\partial \theta}$$

مقارنة بين اختبارات مشكلة عدم تجانس تباين الخطأ في أنموذج الانحدار الخطي المتعدد في حالة ابتعاد البيانات عن التوزيع الطبيعي.....

$$A = -E \left[\frac{\partial^2 \log L}{\partial \theta \partial \theta'} \right]$$

اذ ان

d : متجهة المشتقة الأول للوغاريتم الدالة المشتركة بالنسبة الى المعالم θ

θ : متجهة كل المعالم الموجودة بفرضية عدم التجانس اي ان:

$$\underline{\theta}' = [\beta', \gamma']$$

\mathbf{A} : مصفوفة المعلومات (*Informationmatrix*) الموجودة بفرضية عدم التجانس.

وبيما ان المتجهين $\underline{\beta}, \underline{\gamma}$ غير مرتبطين اذن يمكن تجزئة \underline{d} كما يأتي:

$$d' = [d'_1; d'_2]$$

$$d'_1 = \frac{\partial \log L}{\partial \underline{\beta}}$$

$$d'_2 = \frac{\partial \log L}{\partial \log \underline{\gamma}}$$

$$A_{12} = A_{21} = -E \left(\frac{\partial^2 \log L}{\partial \underline{\beta} \partial \underline{\gamma}'} \right) = 0$$

$$\therefore A = \begin{bmatrix} A_{11} & A_{12} \\ A_{21} & A_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_{11} & 0 \\ 0 & A_{22} \end{bmatrix}$$

اذ ان

$$A_{11} = -E \left[\frac{\partial^2 \log L}{\partial \underline{\beta} \partial \underline{\beta}'} \right]$$

$$A_{22} = -E \left[\frac{\partial^2 \log L}{\partial \underline{\gamma} \partial \underline{\gamma}'} \right]$$

اذن احصاء مضاعفات لانكرانج (*LM*) لاختبار فرضية التجانس هي :

$$BP = d'_2 A_{22}^{-1} d_2(8)$$

2-اختبار كولد فيلد - كواندت [3]

لقد اقترح هذا الاختبار من الباحثين (*Goldfeld - Quandt*) عام 1965 المصدر [3], ويعد هذا الاختبار من اكثرا الاختبارات استعمالاً للكشف عن مشكلة عدم تجانس التباين في نماذج انحدار، ويختبر ما اذا كانت هناك علاقة طردية او عكسية بين تباين الخطأ واحد المتغيرات المستقلة X_{ij} . ويمكن تحديد خطوات هذا الاختبار كما يأتي:

بالعودة الى أنموذج الانحدار $\underline{U} = X \underline{B} - \underline{Y}$ (2) تتبع ما يأتي:

1- ترتيب المشاهدات حسب قيم المتغير المستقل (X_i) تصاعدياً ، وفي حالة أنموذج الانحدار الخطي المتعدد يتم الترتيب حسب قيم المتغير مصدر الاختلاف.

2- يتم استبعاد عدد (d) مشاهدات من الوسط - في حدود ربع المشاهدات - ومن ثم يتم تقسيم بقية المشاهدات الى مجموعتين بحيث يكون عدد كل مجموعة يساوي ($n - d/2$) مشاهدة.

3- يتم بناء أنمودجين، احدهما للقيم الصغيرة للمتغير (X_i) والآخر للقيم الكبيرة ويتم الحصول على مجموع مربعات الانمودجين، (RSS_2, RSS_1) على التوالي.

4- يستعمل اختبار كولد فيلد - كواندت للكشف عن نوعين من عدم ثبات التباين هما:

مقارنة بين اختبارات مشكلة عدم تجانس تباين الخطأ في أنموذج الانحدار الخطي المتعدد في حالة ابعاد البيانات عن التوزيع الطبيعي.....

- النوع الاول: تباين حد الخطأ دالة متزايدة للمتغير المستقل (X_i) والفرض المراد اختباره هو فرض العدم : تباين حد الخطأ متجانس أو ثابت ، في المقابل الفرض البديل : تباين حد الخطأ دالة متزايدة للمتغير (X_i) .

وإجراء هذا الاختبار تستعمل الاحصاءة التالية:

$$G - Q_1 = \frac{RSS_2/V_2}{RSS_1/V_1} \approx F_{V_2, V_1} \quad (9)$$

اذ ان:

RSS_1 : مجموع مربعات الباقي للانموذج مشاهدات المجموعة الاولى (القيم الصغيرة X_i)

RSS_2 : مجموع مربعات الباقي للانموذج مشاهدات المجموعة الثانية (القيم الكبيرة X_i) .

P : عدد المتغيرات المستقلة.

و

$$V_1 = V_2 = \frac{(n - d)}{2} - P - 1$$

وتتوزع الاحصاءة (F_i) حسب توزيع (F) بدرجة حرية (V_1) و(V_2) فإذا كانت قيمة F_i أكبر من قيمة F الجدولية فأنا نرفض فرضية العدم ويتم قبول الفرض البديل القائل أن تباين حد الخطأ يتزايد بزيادة قيمة المتغير المستقل ، واما اذا كانت قيمة F_i اصغر من قيمة F فيتم قبول فرضية العدم التي تنص على أن تباين حد الخطأ العشوائي متجانس.

- النوع الثاني: تباين حد الخطأ دالة تناقصية للمتغير المستقل (X_i) والفرض المراد اختباره هو فرضية العدم: تباين حد الخطأ متجانس أو ثابت ، في المقابل الفرضية البديلة : تباين حد الخطأ دالة تناقصية للمتغير (X_i) .

وإجراء هذا الاختبار تستعمل الاحصاءة التالية:

$$G - Q_2 = \frac{RSS_1/V_1}{RSS_2/V_2} \approx F_{V_1, V_2} \quad (10)$$

ثانياً: اختبارات عدم التجانس ضمن توزيع اخطاء غير متماثلة[8]

1-اختبار (IM)

اقتصر هذا الاختبار من الباحث (Ivans and Maxwell) عام (2000)المصدر [8] وتمثل الفكرة الاساسية لهذا الاختبار بتطوير احصائية اختبار جليس وذلك ضمن توزيع اخطاء غير متماثل والتي يرمز لها بالرمز [Ψ]، ولتوضيح هذا الاختبار نتبع ما يلي :

بالعودة الى أنموذج الانحدار (2) وبافتراض ان الانموذج يعني من مشكلة عدم التجانس اذ توجد هذه المشكلة ان لم يتحقق الشرط التالي:

$$E(X'_i X_i U_i^2) \neq \sigma^2 E(X'_i X_i) \quad (11)$$

وان المشكلة تحدث بسبب وجود ارتباط بين تسلسل مربع الخطأ مع المتغيرات المستقلة، ويمكن وضع فرضية العدم التي تنص على ان تباينات الاطياء متجانسة وكالاتي :

$$H_0 = E[Z'_i(U_i^2 - \sigma^2)] = 0 \quad (12)$$

مقارنة بين اختبارات مشكلة عدم تجانس تباين الخطأ في أنموذج الانحدار الخطي المتعدد في حالة ابتعاد البيانات عن التوزيع الطبيعي.....

وان Z_i هو متجهة ذات ابعاد $1 \times P$ تحتوي على المتغيرات المرتبطة بمربيع الاخطاء ، ان الهدف الرئيس من اختبار فرضية عدم هو اختبار معنوية المعالم γ في أنموذج الانحدار مربيع الاخطاء على المتغير i ويمكن كتابته بالشكل التالي:[8]

$$e_i^2 - \hat{\sigma}^2 = \alpha + Z_i\gamma + error \quad (13)$$

وان e_i^2 هو مربيع الباقي الذي يتم الحصول عليه بعد تقدير معالم الانموذج (1) بطريقة المربعات الصغرى الاعتيادية وكما يأتي:

$$e_i^2 = Y_i - X_i \hat{B}^2$$

وكذلك $(\hat{\sigma}^2)$ هو تقدير تباين الخطأ المتحيز ويمكن احتسابه كما يأتي:

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum_{i=1}^n e_i^2}{n}$$

ولاختبار فرضية عدم نعتمد على صيغة مضاعفات لانكرانج وكما يأتي:

$$\Psi = \frac{\sum_{i=1}^n (e_i^2 - \hat{\sigma}^2) Z_i (\sum_{i=1}^n Z_i' Z_i)^{-1} \sum_{i=1}^n Z_i' (e_i^2 - \hat{\sigma}^2)}{\sum_{i=1}^n (e_i^2 - \hat{\sigma}^2)^2 / n} \quad (14)$$

وان (Z_i) يحسب بصيغة الانحرافات كما يأتي:

$$z_i = Z_i - \bar{Z}$$

وان \bar{Z} هو الوسط الحسابي للمتغير (Z_i) ويمكن احتسابه كما يأتي:

$$\bar{Z} = \frac{\sum_{i=1}^n Z_i}{n}$$

وان احصاءة (Ψ) هي احصاءة تتقارب مع توزيع مربيع كاي بدرجة حرية (P) .

2- اختبار (SM)[11]:

ابضا تمثل هذه احصاءة الاختبار تعديلاً لاختبار جليسر في حالة ابتعاد البيانات عن التوزيع الطبيعي واقتصره العالم (MACHADOSILVA) عام 2000م المصدر[11] ويرمز لهذه الاحصاءة بالرمز [Φ] وتتمثل فكرة هذا الاختبار كما يأتي:

a- يتم بناء أنموذج الانحدار التالي:

$$|e_i| - \hat{m}_T e_i - \hat{M} = \gamma_0 + \gamma_1 Z_{i1} + \dots + \gamma_h Z_{ih} + error \quad (15)$$

اذ ان m هو معامل الانحراف

$$m = 2P_r(U_i > 0) - 1 \quad (14)$$

ويمكن تقديره كما يأتي:

$$\hat{m}_T = \frac{n_1 - n_2}{n} \quad (16)$$

اذ ان :

n_1 : هو عدد القيم الموجبة في متجهة الباقي المقدرة بطريقة المربعات الصغرى الاعتيادية للأنموذج (2).

n_2 : هو عدد القيم السالبة في متجهة الباقي المقدرة بطريقة المربعات الصغرى الاعتيادية للأنموذج(2).

n : حجم العينة .

\hat{M} : هو متوسط مطلق الباقي ويمكن احتسابه كما يأتي :

مقارنة بين اختبارات مشكلة عدم تجانس تباين الخطأ في أنموذج الانحدار الخطي المتعدد في حالة ابعاد البيانات عن التوزيع الطبيعي.....

$$\hat{M} = \frac{\sum_{i=1}^n |e_i|}{n}$$

بعد ذلك يتم تقدير معلمات الانموذج السابق بطريقة (OLS) بعدها يتم اختبار معنوية معلمات الانموذج (15) وذلك من خلال احتساب صيغة مضاعفات لانكرانج للانموذج السابق وكما يأتي :

$$\Phi = \frac{\sum_{i=1}^n (|e_i| - \hat{m}_T e_i - \hat{M}) Z_i (\sum_{i=1}^n Z_i' Z_i)^{-1} \sum_{i=1}^n Z_i' (|e_i| - \hat{m}_T e_i - \hat{M})}{\sum_{i=1}^n (|e_i| - \hat{m}_T e_i - \hat{M})^2 / n} \quad (16)$$

اذ ان: Z_i : مصفوفة المتغيرات المرتبطة بالخطأ العشوائي

وان احصاءة (Φ) تقارب مع توزيع مربع كاي بدرجة حرية هي (p).

الجانب التجاري

Describes simulation experiments

تعد المحاكاة عملية تشبيه او تقليد الواقع الحقيقي ، أي ايجاد صورة طبق الاصل من أي نظام او نموذج دون اخذ ذلك النظام او النموذج ذاته ، وخصوصاً أن بعض هذه المشكلات والنظريات الاحصائية تصعب برهنتها رياضياً ، مما دفع الباحثين الى ترجمتها على مجتمعات تجريبية ثم سحب عدد من العينات العشوائية ليتم التوصل الى الحلول المثلى لمثل هذه المشكلات لذا وسعياً لتحقيق الهدف الاساسي لهذا البحث فقد تمت صياغة نموذج المحاكاة للمقارنة بين الاختبارات لنموذج انحدار خطى متعدد اذ تمت كتابة برامج هذا البحث بلغة Matlab a 2017

مرحلة التوليد

يتم توليد نموذج محاكاة لانحدار الخطى المتعدد الاتي:

$$Y_i = B_0 + B_1 X_{i1} + B_2 X_{i2} + U_i \quad 17$$

لتوليد متغيرات تتبع التوزيع الطبيعي وتوزيع كوشى وذلك بالاعتماد على طريقة Box – Muller في عملية التوليد ويمكن ان نتبع الخطوات التالية وكما يأتي:

أ- يتم توليد متغيرين عشوائين مستقلين (U_1, U_2) بحيث يتبعان التوزيع القياسي المنتظم ضمن الفترة $(0,1)$.

ب- يمكن الحصول على المتغيرين العشوائين المستقلين (Z_1, Z_2) اللذين يتبعان التوزيع الطبيعي القياسي وذلك من خلال اتباع التحويل التالي:

$$z_1 = (-2 \log U_1)^{(1/2)} \sin(2\pi U_2) \quad (18)$$

$$z_2 = (-2 \log U_1)^{(1/2)} \cos(2\pi U_2) \quad (19)$$

حيث ان Z_1, Z_2 متغيران عشوائيان مستقلان وان

$$Z \approx N(0,1)$$

ج- لتحويل المتغير ذي التوزيع الطبيعي القياسي الى التوزيع الطبيعي بوسط M وتبان σ^2 نستخدم العلاقة التالية:

$$X_1 = M_{X1} + \sigma_{X1} Z_1 \quad (20)$$

$$X_2 = M_{X2} + \sigma_{X2} Z_2 \quad (21)$$

مقارنة بين اختبارات مشكلة عدم تجانس تباين الخطأ في نموذج الانحدار الخطي المتعدد في حالة ابتعاد البيانات عن التوزيع الطبيعي.....

حيث ان X_1 و X_2 متغيران عشوائيان مستقلان، وإن

$$X \approx N(M, \sigma^2)$$

د- يتم توليد متغير عشوائي اذ يتبع التوزيع الطبيعي المنتظم ضمن الفترة (0,1) ، ثم يتم استعمال طريقة التحويل العكسي (*The Inverse Transform Method*) للحصول على متغير عشوائي يتبع توزيع كوشي كما يأتي:

$$U = F_X = 0.5 + \frac{1}{\pi} \arctan \frac{X - \alpha}{B}$$

$$X = \alpha + B * \tan(\pi(U - 0.5)) \quad (22)$$

هـ- توليد حد الخطأ العشوائي U بوسط صفر وتبين σ^2 ايضاً بطريقة *Box - Muller*

تنفيذ تجارب المحاكاة

للغرض تطبيق أسلوب المحاكاة بشكل يجعل المقارنة بين الطرائق المقارن بينها على درجة من الموضوعية والدقة فقد تم توليد عدد كبير من العينات العشوائية المستقلة للتوزيع الطبيعي اذ تمت دراسة عدد من الحالات التي تكون بمساس مع واقع مشكلة عدم تجانس تباين الخطأ ، لتنفيذ تجارب المحاكاة يجب توفير ما يلي:

أـ- حجم العينة ليشتمل ذلك على عينات صغيرة ، ومتوسطة ، وكبيرة بالأحجام ($n = 15,30,60,120,500$) وذلك لبيان درجة الاتساق لكل احصاء اختبار.

بـ- بما انه يتم دراسة نموذج انحدار خطى متعدد إذ يجب أن تتعرض قيم اولية لمتجه المعالم (B) بشكل ينسجم مع طبيعة الظاهرة المدروسة، وعليه تم فرض القيم الآتية:

$$B = [2,6,16]$$

جـ- تحديد عدد من المستويات المختلفة لدرجة التباين بين المتغيرات التي تم توليدها ويمكن توضيح هذه التباينات في الجدول رقم (1).

الجدول رقم(1) يوضح التشكيلات المدروسة لدرجة التباين بين كل المتغيرات الثلاثة

NO	σ_{x1}^2	σ_{x2}^2	σ_{ϵ}^2
1	5	5	5
2	10	10	10
3	15	45	50
4	20	70	80

تحليل نتائج المحاكاة:

من خلال استخدام 1000 تجربة من البيانات المولدة في تجارب المحاكاة لقيم الافتراضية وكذلك درجات التباين المختلفة الموضحة في جدول رقم (1)أذ تم المقارنة بين الطرائق التالية

1- اختبار مضاعفات لانكرانج اذ يتم احتسابها من خلال بناء نموذج انحدار قيم $\frac{e^2}{g_i} = g_i$ على المتغيرات المستقلة (x_i) ومن ثم يتم احتساب احصاء اختبار مضاعفات لانكرانج الموضحة ضمن المعادلة

مقارنة بين اختبارات مشكلة عدم تجانس تباين الخطأ في أنموذج الانحدار الخطي المتعدد في حالة ابعاد البيانات عن التوزيع الطبيعي.....

2- اختبار كولد فيلد اذ يتم بناء أنماذجين انحدار الاول لقيم المتغير المستقل الصغيرة والآخر لقيم المتغير الكبيرة ومن ثم يتم احتساب احصاء هذا الاختبار والموضحة ضمن المعادلة

3- احصاء اختبار Im اذ يتم احتسابه من خلال بناء أنموذج انحدار قيم مربع الباقي على المتغير المعتمد ومن ثم احتساب احصاء اختبار لهذا الاختبار

4- احصاء اختبار MS واذ يتم ايساء بناء أنموذج انحدار مربع الباقي على المتغيرات المستقلة ومن ثم يتم احتساب احصاء الاختبار الموضحة ضمن المعادلة

بعد الحصول على العينات العشوائية المستقلة تبعاً لكل التوزيعات تتم وضمن كل تشكيلة من التشكيلات المدروسة المقارنة بين الطرائق المختلفة على اساس معدلات الخطأ من النوع الاول ($\hat{\alpha}$) وقوة الاختبار ($\hat{\pi}$) لكل منها اذ يتم ايجاد ($\hat{\alpha}$) بتطبيق الصيغة التالية :

$$\hat{\alpha}(T) = \frac{L(T)}{R} \quad \dots \quad (23)$$

حيث ان $L(T)$ هو عدد مرات رفض احصاء الاختبار (T) للفرضية (H_0) الصحيحة. ان : R : عدد مرات تكرار التجربة.

وبعد ما تم تحديد الخطأ من النوع الاول يتم تحديد فترة ثقة التي تعد ملائمة بأن تقع خلالها معدلات الخطأ للطرائق وذلك بتطبيق الصيغة الرياضية وعلى النحو الآتي:

$$\alpha \pm 2(\alpha(1 - \alpha)/R)^{\frac{1}{2}} \quad (24)$$

وبعد تطبيق الصيغة الاعلى بالتعويض عن ($\alpha, R, L(T)$) ينتج عن ذلك الفترة $(0.0305 - 0.0695)$ التي يتم على اساسها اختيار الطرائق التي لها معدلات خطأ واقعة ضمن الفترة هذه وبالتالي المقارنة فيما بينها على اساس معدلات قوة الاختبار $\hat{\pi}$ التي يتم ايجادها باستعمال الصيغة التالية :-

$$\hat{\pi}(T) = \frac{K(T)}{R} \quad (25)$$

و ان $K(T)$ هو عدد مرات رفض احصاء الاختبار (T) للفرضية (H_0) الخطأ R : عدد مرات تكرار التجربة.

تفسير نتائج المحاكاة:

يتم تفسير نتائج المحاكاة وذلك من خلال احتساب الخطأ من النوع الاول وقوة الاختبار ضمن حالتين الحالة الاولى هي عندما تتبع البيانات التوزيع الطبيعي والثانية عندما تتبع البيانات توزيع كوشي وقد تم استعمال توزيع كوشي في حالة ابعاد البيانات عن التوزيع الطبيعي لأنه تعد البيانات التي تتبع توزيع كوشي بعيدة جداً عن التوزيع الطبيعي.

الحالة الاولى : اتباع البيانات التوزيع الطبيعي:

1- تفسير النتائج بالنسبة الى الخطأ من النوع الاول:

ان الخطأ من النوع الاول يعد مهمًا للمقارنة بين الاختبارات المذكورة ومن المعروف انه كلما كان احتمال الخطأ من النوع الاول قريباً او مساوياً لمستوى المعنوية ($\alpha = 0.05$) كلما كان هو الاختبار الافضل وكلما

ابعد الخطأ من النوع الاول عن قيمة ($\alpha = 0.05$) كانت نتيجة الاختبار غير جيدة ، ومن ملاحظة الجدولين (3و2) تبيّن احتمالات الخطأ من النوع الاول .

أ- اختبار مضاعفات لانكرانج:

نلاحظ أن احصاء اختبار مضاعفات لانكرانج BP عند حجم العينة (15) وعند مستوى التباين (σ_{X1}^2) $= 5, \sigma_{\varepsilon}^2 = 5, \sigma_{X2}^2 = 5$ كان احتمال الخطأ من النوع الاول قريباً جداً من مستوى المعنوية (0.05) إذ يساوى 0.046 . أما عند حجم العينات الأخرى إذ يتبع احتمال الخطأ من النوع الاول من مستوى المعنوية (0.05) إذ يتراوح ما بين (0.020 - 0.039) أما عند مستوى التباين الثاني ($\sigma_{X1}^2 = 10, \sigma_{\varepsilon}^2 = 10, \sigma_{X2}^2 = 10$) فأن احتمال الخطأ من النوع الاول يكون بعيداً جداً عن مستوى المعنوية (0.05) .

ب- اختبار كولد فيلد :

يلاحظ ان احصاء اختبار كولد فيلد ($F - G$) عند جميع حجوم العينات وعند مستوى التباين (σ_{X1}^2) زاد حجم العينة ويتراوح ما بين (0.047 - 0.054) أما عند مستوى التباين الثاني ($\sigma_{X1}^2 = 10, \sigma_{\varepsilon}^2 = 10$) فأن احتمال الخطأ من النوع الاول يكون بعيداً جداً من مستوى المعنوية (0.05) .

ج- اختبار (Ψ) :

يلاحظ ان الاختبار عند مستوى تباين (5) يكون احتمال الخطأ من النوع الاول عند حجم العينة (15) يكون قريباً من مستوى المعنوية (0.054) وكان مساوباً الى (0.054) وكذلك احتمال الخطأ من النوع الاول عند حجم العينة (30) يكون قريباً جداً من مستوى المعنوية (0.05) إذ يساوي (0.052) وكذلك عند مستويات العينات (50,90) إذ يكون قريباً من مستوى المعنوية (0.05) إذ يتراوح ما بين (0.045 - 0.047) أما عند حجم العينة 140 فيكون مساوباً لمستوى المعنوية، أما عند مستوى تباين ($\sigma_{X1}^2 = 10, \sigma_{\varepsilon}^2 = 10, \sigma_{X2}^2 = 10$) فنلاحظ احتمال الخطأ من النوع الاول وعند جميع حجوم العينات قريباً من مستوى المعنوية (0.05) إذ يتراوح عند حجم العينة (0.045 - 0.049) .

د- اختبار Φ :

يلاحظ ان اختبار MS عند مستوى تباين ($\sigma_{X1}^2 = 5, \sigma_{X2}^2 = 5, \sigma_{\varepsilon}^2 = 5$) يكون احتمال الخطأ من النوع الاول قريباً جداً من مستوى المعنوية ويزداد قريباً كلما كبر حجم العينة ويكون محصوراً بين - (0.054 - 0.045)، أما عند مستوى التباين الثاني فيتضح ان احتمال الخطأ من النوع الاول عند حجم العينة (15,30) (كان احتمال الخطأ بعيداً عن مستوى المعنوية كان بين (0.056 - 0.057) أما عند حجوم العينات الأخرى فإن احتمالاً لخطأ قریب جداً من مستوى المعنوية (0.05) وكانت القيم محصورة بين (0.049 - 0.045) .

مقارنة بين اختبارات مشكلة عدم تجانس تباين الخطأ في نموذج الانحدار الخطي المتعدد في حالة ابعاد البيانات عن التوزيع الطبيعي.....

جدول رقم (2)الخطأ من النوع الاول

($\sigma_{X1}^2 = 5, \sigma_{X2}^2 = 5, \sigma_\epsilon^2 = 5$) عند مستويات تباين ($\alpha = 0.05$)

<i>size of Simple testing</i>	$N = 15$	$N = 30$	$N = 50$	$N = 90$	$N = 140$
<i>BP</i>	0.046	0.039	0.029	0.028	0.020
<i>G - F</i>	0.047	0.049	0.049	0.0520	0.054
Ψ	0.054	0.052	0.045	0.049	0.050
Φ	0.054	0.052	0.049	0.046	0.045

جدول رقم (3) يوضح احتمال الخطأ من النوع الاول

($\sigma_{X1}^2 = 10, \sigma_{X2}^2 = 10, \sigma_\epsilon^2 = 10$) عند مستويات تباين ($\alpha = 0.05$)

<i>size of Simple testing</i>	$N = 15$	$N = 30$	$N = 50$	$N = 90$	$N = 140$
<i>BP</i>	0.044	0.039	0.029	0.028	0.020
<i>G - F</i>	0.041	0.039	0.035	0.030	0.029
Ψ	0.045	0.046	0.046	0.048	0.049
Φ	0.057	0.056	0.049	0.046	0.045

2- قوة الاختبار

يتم احتساب قوة الاختبار الخاصة بكل اختبار ووضع النتائج في الجداول رقم (4,5) وعند مستويات التباين التالية ($\sigma_{X1}^2 = 15, \sigma_{X2}^2 = 45, \sigma_\epsilon^2 = 50$) . ($\sigma_{X1}^2 = 20, \sigma_{X2}^2 = 70, \sigma_\epsilon^2 = 80$)

إذ نلاحظ ان قوة الاختبار تكون عالية في حالة كون الاختبارات ذات خطأ عال اي ان هناك علاقة بين احتمال الخطأ من النوع الاول وقوة الاختبار فكلما يكون حجم العينة صغيراً وتبايناً عالياً فأن قوة الاختبار تكون عالية ، وفي حالة كون الاختبار ذو احتمال خطأ من النوع الاول واطئ فأن قوة الاختبار تكون واطئة.

اذ يلاحظ ان قوة اختبار بالنسبة لاحصاء اختبار مضاعفات لانكرانج تكون عالية عند حجم عينة (15) وعند

مستوى تباين ($\sigma_{X1}^2 = 15, \sigma_{X2}^2 = 45, \sigma_\epsilon^2 = 50$)

اختبار كولد فيلد تكون عالية عند حجم العينة 15 عند مستوى التباين = ($\sigma_{X1}^2 = 15, \sigma_{X2}^2 = 45, \sigma_\epsilon^2 = 50$) و تكون اعلى من بقية حجوم العينات ام عند مستوى التباين الثاني = ($\sigma_{X1}^2 = 20, \sigma_{X2}^2 = 70, \sigma_\epsilon^2 = 80$)

مقارنة بين اختبارات مشكلة عدم تجانس تباين الخطأ في نموذج الانحدار الخطي المتعدد في حالة ابتعاد البيانات عن التوزيع الطبيعي.....

(80) فتكون قوة الاختبار ضعيفة عند جميع حجوم العينات، اما اختبار Φ , Ψ) ف تكون قوة اختبار عالية عند جميع حجوم العينات وعند مستويات التباين $(\sigma_{X1}^2 = 15, \sigma_{X2}^2 = 40, \sigma_\epsilon^2 = 50)$ و $(\sigma_{X1}^2 = 20, \sigma_{X2}^2 = 60, \sigma_\epsilon^2 = 70)$ وهذا يعني ان هنالك علاقة بين قوة الاختبار واحتمال الخطأ من النوع الاول

جدول رقم (4) قوة الاختبار

عند مستويات تباين $(\sigma_{X1}^2 = 15, \sigma_{X2}^2 = 45, \sigma_\epsilon^2 = 50)$

<i>size of testing</i>	N=15	N=30	N=50	N=90	N=140
BP	0.87	0.55	0.52	0.43	0.40
G-F	0.59	0.14	0.10	0.077	0.035
Ψ	0.46	0.49	0.65	0.69	0.79
Φ	0.73	0.78	0.85	0.89	0.9

جدول رقم (5) قوة الاختبار

عند مستويات تباين $(\sigma_{X1}^2 = 20, \sigma_{X2}^2 = 70, \sigma_\epsilon^2 = 80)$

<i>size of Simple testing</i>	N = 15	N = 30	N = 50	N = 90	N = 140
BP	0.49	0.21	0.25	0.33	0.39
G - F	0.13	0.12	0.039	0.030	0.029
Ψ	0.52	0.5	0.45	0.451	0.462
Φ	1	0.99	0.87	0.82	0.80

الحالة الثانية : اتباع البيانات توزيع كوشي:

1- تفسير النتائج الخطأ من النوع الاول:

من خلال النظر الى احتمالات الخطأ من النوع الاول للطرق المقارنة فيما بينها يتضح كما يلي

أ- من خلال النظر لاحصاء اختبار مضاعفات لانكرانج BP وكذلك بالنسبة لاحصاء اختبار كولد فيلد

-G - F يتضح انها ضعيفة في السيطرة على احتمال الخطأ من الاول إذ كانت بعيدة عن مستوى المعنوية

($\alpha = 0.05$) عند جميع حجوم العينات وكذلك عند مستويات التباين وكما موضحة في الجدول رقم

.(7,6)

ب- من خلال النظر لاحصاء اختبار Ψ وكذلك لاحصاء اختبار Φ يتضح انها حيدة في السيطرة على احتمال الخطأ من النوع الاول لكل حجوم العينات وكذلك مستويات التباين اذ كانت القيم جميعها قريبة من

مستوى المعنوية ($\alpha = 0.05$) وكما موضحة في الجدولين (7,6)

مقارنة بين اختبارات مشكلة عدم تجانس تباين الخطأ في نموذج الانحدار الخطي المتعدد في حالة ابعاد البيانات عن التوزيع الطبيعي.....

جدول رقم (6) الخطأ من النوع الاول

($\sigma_{X1}^2 = 5, \sigma_{X2}^2 = 5, \sigma_\epsilon^2 = 5$) عند مستويات تباين ($\alpha = 0.05$)

<i>size of Simple testing</i>	$N = 15$	$N = 30$	$N = 50$	$N = 90$	$N = 140$
<i>BP</i>	0.021	0.002	0.12	0.102	0.03
<i>G - F</i>	0.470	0.530	0.535	0.630	0.643
Ψ	0.034	0.045	0.049	0.05	0.05
Φ	0.054	0.053	0.051	0.05	0.051

جدول رقم (7) يوضح احتمال الخطأ من النوع الاول

($\sigma_{X1}^2 = 15, \sigma_{X2}^2 = 15, \sigma_\epsilon^2 = 15$) عند مستويات تباين ($\alpha = 0.05$)

<i>size of Simple testing</i>	$N = 15$	$N = 30$	$N = 50$	$N = 90$	$N = 140$
<i>BP</i>	0.220	0.251	0.310	0.351	0.354
<i>G - F</i>	0.122	0.127	0.119	0.205	0.225
Ψ	0.045	0.045	0.048	0.049	0.049
Φ	0.054	0.053	0.052	0.049	0.050

: قوة الاختبار 2

من خلال النظر الى احتمالات قوة الاختبار يتضح ان هناك علاقة بين احتمالات قوة الاختبار واحتمال الخطأ من النوع الاول اذ يتضح ان الاختبارات التي كانت ضعيفة في السيطرة على الخطأ من النوع الاول كانت احتمالات قوة الاختبار ضعيفة وان الاختبارات التي كانت مسيطرة على احتمال الخطأ من الاول كانت قوة الاختبار لها عالية وتقرب من الواحد الصحيح وكما موضحة في الجداول التالية:

مقارنة بين اختبارات مشكلة عدم تجانس تباين الخطأ في نموذج الانحدار الخطي المتعدد في حالة ابتعاد البيانات عن التوزيع الطبيعي.....

جدول رقم (8) قوة الاختبار
عند مستويات تباين $(\sigma_{x_1}^2 = 15, \sigma_{x_2}^2 = 45, \sigma_\epsilon^2 = 50)$

<i>size of Simple testing</i>	$N = 15$	$N = 30$	$N = 50$	$N = 90$	$N = 140$
<i>BP</i>	0.1442	0.1742	0.1901	0.1964	0.1984
<i>G - F</i>	0.1060	0	0	0	0
Ψ	0.4520	0.4566	0.4641	0.4725	0.493
ϕ	0.3510	0.3630	0.4341	0.4453	0.545

جدول رقم (9) قوة الاختبار
عند مستويات تباين $(\sigma_{x_1}^2 = 20, \sigma_{x_2}^2 = 70, \sigma_\epsilon^2 = 80)$

<i>size of Simple testing</i>	$N = 15$	$N = 30$	$N = 50$	$N = 90$	$N = 140$
<i>BP</i>	0.1975	0.1394	0.1725	0.1912	0.1934
<i>G - F</i>	0	0.1090	1	0	0
Ψ	0.7500	0.7970	0.7987	0.7994	0.851
ϕ	0.5800	0.5390	0.5447	0.5720	0.5800

مقارنة بين اختبارات مشكلة عدم تجانس تباين الخطأ في نموذج الانحدار الخطي المتعدد في حالة ابعاد البيانات عن التوزيع الطبيعي.....

الاستنتاجات : Conclusions

- 1- نستنتج أن احصاءات اختبار مضاعفات لانكرانج وكذلك احصاءة اختبار كولد فيلد عند اتباع البيانات التوزيع الطبيعي ضعيفة في السيطرة على احتمال الخطأ من النوع الاول عندما يزداد حجم العينات وكذلك مستويات التباين .
- 2- نستنتج أن احصاءة اختبار مضاعفات لانكرانج وكذلك احصاءة اختبار كولد فيلد احصاءات ضعيفة عندما تبتعد البيانات عن التوزيع الطبيعي ولجميع حجم العينات وكذلك مستويات التباين .
- 3- نستنتج أن احصاءة اختبار (Ψ) وكذلك احصاءة اختبار (ϕ) احصاءات جيدة في السيطرة على الخطأ من النوع الاول عندما تتبع البيانات التوزيع الطبيعي وكذلك توزيع كوشي اذا تقترب من مستوى المعنوية لما زادت حجم العينات وكذلك مستويات التباين
- 4- نستنتج ان هنالك علاقة طردية بين احتمال الخطأ من النوع الاول وقوة الاختبار عند التوزيعين الطبيعي وكوشي حيث الاختبارات الضعيفة في السيطرة على الخطأ من النوع الاول تمتلك قوة اختبار ضعيفة اما الاختبارات التي تسسيطر على احتمال الخطأ من النوع الاول فتمتلك قوة اختبار جيدة.

الوصيات : Recommendations

- 1- استعمال الاحصاءات الاختبارات المذكورة في هذا البحث على توزيعات احصائية تبتعد عن التوزيع الطبيعي غير توزيع كوشي على سبيل المثال التوزيع الاسيء.
- 2- تطبيق الاحصاءات المذكورة في هذا البحث على نماذج انحدار غير خطية او نماذج انحدار لا معلميه.
- 3- ينصح الباحث الاعتماد على احصاءات اختبار (Ψ) وكذلك احصاءة (ϕ) لتحديد مشكلة عدم التجانس تباين الخطأ في ظل اتباع البيانات التوزيع الطبيعي ام لا.

المصادر

(Arabic References)

- 1-الحميري ، عبير عبد الأمير عبد النبي " مقارنة تجريبية لبعض احصاءات اختبار تساوي المتوسطات في حالة عدم تجانس للبيانات المترنزة وغير المترنزة" اطروحة دكتوراه
- 2-القيسي ، باسم شلبيه مسلم عباس " اسلوب بيز في اختبار ومعالجة مشكلة عدم تجانس التباين في النماذج الخطية (دراسة مقارنة)" رسالة ماجستير / كلية الادارة والاقتصاد /جامعة بغداد (1999).

المصادر الأجنبية

- 3 –ALL M.MGLACCOTTO C . (1983).-<< A study of several new and existing tests for heteroskedasticity in the general linear model>>.journal of Econometrics, 26,p.355-374.
- 4 – BREUSCH T.S., PAGAN A.R.(1979).- << A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation>>. Econometrica,47,5,p.1287-1294.
- 5 – EVANS M. (1992).-<<Robustness of size of tests of autocorrelation and heteroscedasticity to nonnormality>>.Journal of Econometrics,51,p.7-24.
- 6 – LEJSER H (1969).-<< A new test for heteroscedasticity >>. Journal of the American Statistical Association,64,p. 316-323.
- 7 – GODFREY L.G. (1996).-<< Some results on the Glejser and Koenker tests for heteroskedasticity>> . Journal of Econometrics,72,p.275-299.
- 8 – IM K.S.(2000).- << Robustifying Glejser test of heteroscedasticity>>. Journal of Econometrics, 97,p.179-188.
- 9 – KAMSTRA M . (1993) .- << A neural network test for heteroscedasticity>>. Working Paper, Simon Fraser University,Burnaby,Canada.
- 10 – KOENKER R.(1981).- << A note on studentizing a test for heteroscedasticity>>. Journal of Econometrics, 17 ,p.107-112.
- 11 – MACHADO J.A.F., SILVA I.M.C.(2000).- <<Glejser's test revisited>>. Journal of Econometrics, 97,p.189-202.