

29. The Heteroscedasticity Problem المشكلة في نماذج التباين

عند استحضات الخطية التي يقوم عليها النموذج الخطي (الخطي) واللام (اللام) هي بيانات التباين المحددة الخطأ (تجانس التباين الخطأ) لجميع المشاهدات والتي يجب أن تكون في النموذج الخطي السيفي مثل التالي:

$$E(u_i) = 0$$

$$E(u_i, u_j) = 0 \quad \forall i \neq j$$

وهي هذه الفرضيات

$$\sigma_{u_1}^2 = \sigma_{u_2}^2 = \dots = \sigma_{u_n}^2$$

وهي واقع الأمر، فالتباين لا يتساوى في الواقع بل يتغير مع اختلاف المشاهدات، وهذا يعني أن التباين لا يكون ثابتاً بل مختلفاً لكل مشاهدة من المشاهدات العينية وتصبح لها قيم مختلفة وتكون ثابتة لبيانات حدود الخطأ المتوالي، وعليه فإن الخطأ الرئيسي لمجموعة البيانات المتساوية المتراكمة كما هو مبين في النموذج الخطي السيفي وتكون ثابتة أيضاً.

$$E(u_i) \neq 0$$

$$\sigma_{u_1}^2 \neq \sigma_{u_2}^2 \neq \dots \neq \sigma_{u_n}^2$$

حيث هذا أنما هو المبدأ القليلي وخاصة المبدأ الثاني، فتمثل البيانات الإحصائية التي تأخذ شكل البيانات المقطعية كما هو الحال في بيانات محو فنيائية الأسرة التي تشمل مع أسراً فنيائية كسكن كثير في مستويات وفوليا، فتمثلت ~~بشكل~~ مشاهدات البيانات المقطعية الخاصة بالمتنوعة قد تختلف اختلافاً شديداً عند مشور الكاشف في مستويات المتنوعة مثل ذلك، وذلك دراسة حالة المثلث التي تعتمد على دخل وانفاق العوائل على مختلف السلع والخدمات، والعوائل ذات الدخل المرتفعة تتمتع بقدرة كبيرة على الإنفاق، أما العوائل اللواتي ذات الدخل الواضحة (المخفضة) فإنه يقع دارة من محدود

صحيحة، وعلية فان التباين عند فتح السوق المرتفعة تكون أكبر من التباين عند فتح السوق المنخفضة. وهكذا نجد ان فرضية تجانس تباين الخطأ تصبح كدسمة الجبرولي في مثل هذه الحالات وصرف الاختلاف هنا يفرض ان حدوث مثل هذه حالة تجانس التباين Heteroscedasticity Problem

ويفضل وجود مثل هذه حالة تجانس التباين تكون اسم طريقة (OLS) لتقدير معالم النموذج قد يكون غير صحيح، حيث ان المعالم المقدره مثل هذا اسلوب سوف لن تكون افضل تقدير فظن ليرفض (BLUE) اي لا تمتلك المعالم المقدره بهذه اسلوب فاصحها على تباين تكون.

أسباب عدم تجانس التباين في الخطأ

هناك عدة أسباب لظهور هذه المشكلة ومنها:

- 1- تولية وتصرف الأفراد والتي تقل أو تزداد مع مرور الزمن وعليه فان تباين الخطأ (أي) يتناقص مع مرور هذه الفترة فترى.
- 2- تزداد تباين هذا الخطأ (أي) مع زيادة الدخل وذلك لتباين وتقدر اختيارات الناس ما لو كولوهم. مثال ذلك تباين الإنفاق مع المواد الغذائية بين الأسر فكلين ان تزداد زيادة الدخل في الأسرة.

فكم مع مكن السبب لجميع البيانات قبل تباين هذا الخطأ (أي) فجميع أسبابه الحقيقية والواقعية تقل ونسب الخطأ. مثال ذلك ان الافتقار التي تزداد عن ميمنة ان المؤسسات المتورقة والتي تتدنا كالمعنى في تكون السبب في تكون أقل من فطيلت في المؤسسات التي لا تتدنا

٨٢
 ١- اختبارات الترتيب عند وجود متغيرين ثنائيين ثنائيين

هناك عدة اختبارات مرتبة بواسطة الترتيب عند وجود متغيرين ثنائيين ثنائيين

١- اختبار كوكولفند - وجوانت Goldfeld and Quandt test

٢- اختبار معامل ارتباط الترتيب لسيرمان Spearman's Rank Correlation coefficient test

٣- اختبار بارك - جليسر Park - Glesser test

٤- اختبار بارليت Bartlett test

٥- اختبار كوكولفند - وجوانت

حرفت الاختبارات المذكورة لفرز الترتيب عند وجود متغيرين ثنائيين ثنائيين
 ثنائية أيضاً وتستخدم هذه الاختبارات لاختبار الفروق بين
 هذه الاختبارات المذكورة

٦- ترتيب قيم المقدار X_i تصاعدياً

٧- حذف المتغيرات الوسيطة بعد ترتيب القيم ورفض حذف $(\frac{1}{5})$ من
 هذه المتغيرات المتبقية بعد ذلك الاختبار الإحصائي الترتيبية
 ورفض حذف $(6-8)$ من هذه المتغيرات الوسيطة عند وجود (3) من المتغيرات

٨- تقسيم المشاهدات الباقية عن كسب فيزيين متدرجين أحدهما فوق
 الآخر والآخر X_i الحقيقية وتقسيم العين التكرارية (n) إلى مجموعتين
 ثنائيتين (n_1) و (n_2) كل كسب فيزيية (n_1) و (n_2) ثنائيتين

تباين هادي في التباين لكل كسب فيزيية وفقاً للصفة التكرارية

تباين الكفا للصفة التكرارية n_1

$$S_{n_1}^2 = \frac{\sum x_1^2}{n_1 - k}$$

تباين الكفا للصفة التكرارية n_2

$$S_{n_2}^2 = \frac{\sum x_2^2}{n_2 - k}$$

حيث σ_1^2 و σ_2^2 هما التباينان

(6) $\sigma_1^2 - \sigma_2^2$ و σ_1^2 و σ_2^2 و $\sigma_1^2 - \sigma_2^2$

و σ_1^2 و σ_2^2 و $\sigma_1^2 - \sigma_2^2$

و σ_1^2 و σ_2^2 و $\sigma_1^2 - \sigma_2^2$ و σ_1^2 و σ_2^2 و $\sigma_1^2 - \sigma_2^2$

(5) $F = \frac{\sum_{i=1}^k \sigma_{H_i}^2}{\sigma_{H_0}^2}$

ثم تقارن قيمة F المحسوبة مع قيمة F الحرجية عند مستوى معنوية معينة (أو $5\% - \alpha$) وذلك من جدول $(n_1 - k, n_2 - k)$ في كتابه فإذا كانت قيمة F المحسوبة أكبر من الحرجية

$F_{\text{المحسوبة}} > F_{\text{الحرجية}}$

نرفض فرض العدم أو نقبل بالفرض البديل (H_1) وإلا نتصرف ونقبل الفرض H_0 كما نلاحظ أيضاً أن

$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2 \neq \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$

وبالعكس إذا قلت قيمة F المحسوبة الفرضية F الحرجية

$F_{\text{المحسوبة}} < F_{\text{الحرجية}}$

نقبل بالفرض العدم (H_0) ونرفض بالفرض البديل (H_1) كما يجب عدم وضع العجلة أي علينا أن نتأكد من أن

$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2 \neq \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$

١٤ - اختبار اتصال ارتباط الرتب لبيرومات

بعد هذا الاختبار من الأسهل الاضمارات المستوحدة في اكتشاف فقد علمت اننا التباين، وعينت تصفيته (R_i) العينات الترتيب والصفحة، وصفت (X_i) لهذا الاختبار رسم العنصر المطلق للإفطار (R_i) انما لاند (R_i) وفيه المقيد المنقل (X_i) عرصة الدراسة (R_i) وتبين ان الفرضيات اصحاب لهذا المعامل بالاحتياط:

١- تقدير الفروض باستخدام (R_i)

٢- اصحاب فتح الوافق (R_i) حيث $R_i = 1, 2, 3, \dots, n$

٣- ترتيب قيم المقيد المنقل (X_i) والارتباط المطلق (R_i) ارتباطاً لوتنارلية واعطاء كل من رتباً صفحة (مثل سلسلة اعداد طبيعة $(n - 1, 2, 3, \dots, n)$ وفق تسلسل القيم ثم ترتيب ترمقات الرتب وترتيب، ومن ثم يتخرج معادل ارتباط الرتب فاصبت القيم المطلقة للارتباط (R_i) وفتح المعامل المقيد المنقل المعين (X_i) وفقاً قانون بيرنات لارتباط الرتب الاحتياط:

$$R_s = 1 - \frac{6 \sum D_i^2}{n(n^2 - 1)}$$

حيث D_i

D_i : الفرق بين رتب القيم المطلقة للإفطار (R_i) ورتبه المقيد المنقل (X_i) القيم المناظرة لأي الفرق بين رتب الإفطار المناظرة لرتب (R_i, X_i) والتمتع عدد المناظرات.

n : حجم العينة.

وقد اختبرنا هذه كما من الولد الصحيح ولقولنا وجود علاقة قوية بين R_i و X_i وقد تم وجود حتمية بين التباين، وعينت النكته من وجود المنقل وبيان الصيا، (t) مع وصف الفرق اللامعة

$$t = \frac{R_s \sqrt{n-2}}{\sqrt{1-R_s^2}}$$

وعقدته فيه (t) القيمة مع نظري الحتمية (t) عند $n-k$ $(n-k)$ مستوى (t) فاذا كانت

(84)

آية
المسوية > المسوية

نرمز هنا لعدد أو فصل العزم اليه بل (H) مما سبق وهو σ^2 كما
كانت السابقة σ^2

$$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2$$

$$H_1: \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$$

اما اذا كانت
المسوية σ^2 ~~المسوية~~

نقل نعبرها لعدد ونرمز العزم اليه بل لما سبق σ^2 ونرمز
كم كانت السابقة (نجات ثمانية اقساما).

Park - Glejser

(3) - اختبار بارك - كليجر

هذا الاختبارات الاقربا الكثرة من التوقف عن عدم ثبات التباين

هو اختبار بارك - كليجر. وسمي هذا الاختبار على سبيل العلاقة بين
الوقت والعنوية (R) والمقدار كمثل الذي نتمناه في تدبير الاقسام

وهو يمثل القوة العكس ما هذا الاختبار الذي
نقدر صفات العلاقة الكمية واتجاه قيم الامتداد للعنوية الناتجة
من الفرق بين القيم الحقيقية والسقوية للمقياس المعتمد.

لها القوة التامة فنتج من كل كدر في مختلف مستويات القوة التي
توقعه بانها موجودة فاسبق القيم المختلفة للاقسام العنوية وهي
المقدار كمثل وقت الهدنة مع هذه الخيارات المختلفة التي

$$|R_i| = a + bX_i$$

$$|R_i| = a + b\sqrt{X_i}$$

$$|R_i| \leq a + \frac{b}{X_i}$$

(4) - القوة الاقربا من هذا الاختبار X_i ~~المسوية~~
سبيل فربما افادت لنا ان
سبيل الاقسام العنوية فالمقدار كمثل الذي
على سبيل هذا الاختبار لعمية مما كدر الصفات المختلفة مع التمرية.

وتعني الفكرة الأساسية لهذا الاختبار ان تجزئ العينة كالتالي
 ان (N) هي العينات الجزئية هذه هي اعداد تباين الخطأ للاختبار
 الجزئية (n₁) درجة حرية (n₁-1) و (n₂) هي اعداد احتمال انساب هذه
 العينات الجزئية من مجتمع معين فان قبلت فرضية العدم التالية

$$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma_n^2$$

$$H_1: \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$$

و

ولذلك فان العينات الجزئية ~~موجودة~~ هنا فجميع تباينات

$$H_1: \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2 \neq \dots \neq \sigma_n^2$$

$$H_1: \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$$

و

انما ان تباين الخطأ المحسوب من العينات الجزئية غير تباين

وهذا لا يمكن ان يكون هذا التوزيع الاختبار غالباً فانه لا يمكن ان
 التباين يكون في التوزيع بل ان فيه من قيم المقدار المتقل، لذلك ان هذا الاختبار
 يتوجه لقيم المقدار المتقل الى عدد مستويات ولقرارات هذا (n₁) من
 المناهات مقابل للعدد (n₁ - 1) و (n₂) يكون المجموع الذي
 له هذه

$$\sum_{i=1}^m n_i = N$$

اضافة ان ذلك، تعضات المقدار المتقل لا المقدار المتقل لوجود الصفي المتكامل

$$y_{ij} = a + b x_{ij} + \epsilon_{ij}$$

$$j = 1, 2, \dots, m$$

حيث