

١١. مشكلة الارتباط الذاتي

تظهر مشاكل الارتباط الذاتي هذه عند استخدام استيفاء واحد أو أكثر من الفرضيات التي تتطلب توليفها في أي نموذج من النماذج الاحتمالية التي تتطلب تقييم المتغير العشوائي، وبمجرد الاختلاف بالمتغيرات الوصفية وبمجرد الثالث بالعلامة بين المتغير العشوائي والمتغير الوصفية. وفيما يلي دليل مختصر لذلك عند فهم مشكلة الارتباط الذاتي

Autocorrelation problem

يعرف الارتباط الذاتي أو الارتباط المسلسل Serial correlation بأنه العلاقة بين مجموعة من الملاحظات خلال فترات زمنية معينة كما في بيانات السلسلة الزمنية أو خلال مجالات أو فترات معينة كما في بيانات المقطع العرضي. وتنبأ أنه شكل أو وسطا جميع ذلك واحدة من أهم فرضيات طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية في نماذج أخذ العينة بأنه لا يوجد ارتباط أو علاقات بين حدود المقطع العرضي بعد عكس اتجاهها.

$$\text{Cor}(u_i, u_j) = E(u_i u_j) = 0 \quad \forall i \neq j$$

إذا ما افترضنا أن هذه الفرضية هي أنه توجد علاقة وارتباط مسلسل أو ذاتي بين حدود المقطع العرضي أن الافتراض ينفك بعد عكس اتجاه المقطع العرضي استقرارية بين فترات

$$\text{Cor}(u_i, u_j) = E(u_i u_j) \neq 0 \quad \forall i \neq j$$

$$\text{Cor}(u_i, u_{i-1}) = E(u_i u_{i-1}) \neq 0$$

أن وجود علاقة وارتباط بين المقطع العرضي يؤدي بنا إلى التوقع في مشكلة الارتباط الذاتي أو الارتباط المسلسل.

أن وجود ارتباط ذاتي هذا نقلاً عن هذا الخطأ المقلد زمنياً (المسلسل) أي اعتماد المقطع العرضي على المقطع العرضي السابق وهو خطأ يمكن التنبؤ به.

ان مخالفة هذه الفرضية تظهر حثيثاً في الامثلة الزمنية حيث ان هذه
الخطا المناهضة عام مرتبطة معيلاً لان هذه المناهضة فتتكون التخييف الحصول
على ارتباطات لعل وقد تظهر انك عند ما تدرب صميم المتقيد بالتابع
صبي اصبحت في حيزها ارتباطات فتاخر بين هذه المتقيد بالتابع
معيه الخطا المقابل له تفصل للمحاسبين بل الارتباطات التي. وهذا يعني
ان مصفوفة التباين والتباين المشترك تكون العناصر بينك لفقرته في
الكامر لصفحة.

اسباب ظهور مثل الارتباط الذاتي اما كسلسل

د. محمد توفيق

- 1- هناك عدة عوامل واسباب تؤدي الى ظهور مثل الارتباط الذاتي هذه .
- 2- منها بعض المتغيرات الوصفية من النموذج مما يؤدي الى ظهور مثل
الارتباط الذاتي وتأتي المتغيرات المندفعة تظهر عند المتقيد العشوائي ذلك .
- 3- سوء توصيف الحقيقة الرياضية للنموذج فمنه ففقد المتقيد الوصفية المرتبطة
مع المتغيرات الوصفية الاخرى في النموذج مما يؤدي الى ذلك ففقد الارتباط
بين صميم المتقيد العشوائي ذلك .
- 4- عدم دقة الحصول على البيانات والمعلومات مما يؤثر على الارتباط ويظهر
الارتباط السلس فيه
- 5- سوء توصيف المتقيد العشوائي ذلك حيث انه في بيانات الامثلة الزمنية
فان ان العوامل العشوائية تمتد لفترات زمنية طويلة مما يؤدي الى الارتباط
والازل والافتقانات ونسبة لهذه الامثلة الممتدة لفترات زمنية ففقد المتقيد
العشوائي شيئاً ثلقائياً بصورة حتمية مما يؤدي الى تراجيل ذلك المتقيد
- 6- ان صيد الارتباط الذاتي ومخصوصاً في بيانات المقطوع العرشي المتقيد
له الاثر في ظهور الارتباط الذاتي على المتقيد العشوائي من ذلك الارتباطات
ولا فقرات البيانات التي تدني اهلهم صميم ففقد بصورة مباشرة في الامثلة
الممتدة الزمنية .

~~67~~

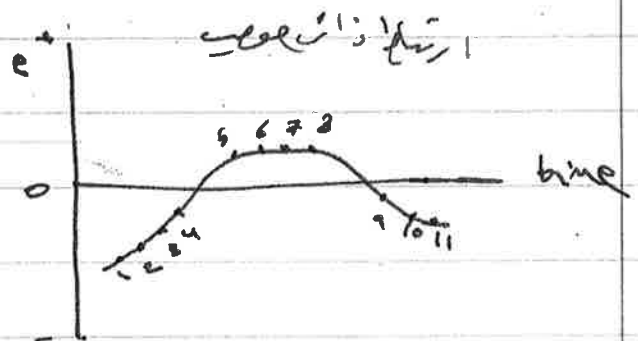
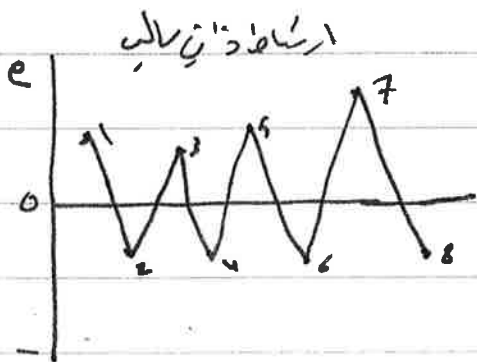
الاتار المرتبة على وجود فئته الارتباط الذاتي

ان وجود هذه المسئلة يؤدي بنا الى مخالفة احد الفرضيات الاساسية لفرقة المربعات الصغرى الاعتيادية، وهذا يعني ان المقدرات التي نحصل عليها بطريقة OLS سوف لا تكون دقيقة وصحيحة وبالتالي فان المقدرات لا تتفق با حسية افضل تقدير قلمي ليرمين (BLUE) وبالتالي فان الاختيارات الاحصائية التي نستعملها لفهم هذه النموذج المختار سوف لا تكون دقيقة حتى اعتبار F و R^2 ، λ اي ان مقدرات المعامل تكون قسوة وليرمينه الا ان لا تملك اقل شيئين.

دكتورنا صم

الكشف عن وجود فئته الارتباط الذاتي

ان هذا الصيغ الاحتمالات المعروفة والتي استمدت من الكشف عن وجود فئته الارتباط الذاتي المستمدة من كون المعاملات الحقيقية صاعدة نقاط الانقضاء (4) المتتالية مع الزمن الى رسم بياني، فان افترضنا هذه المتغيرات كد منظم كالساعات اذ ذلك لا يوجد في الارتباط الذاتي وضالتي نخصين من الارتباط الذاتي، اقول هو الارتباط الذاتي المحيط (صحيح) يكون تسلسل الانقضاء جموية موضعية ثم جموية سالبة (ممكن)، وبالتالي هو الارتباط الذاتي السلب اصبحت تسلسل الانقضاء معاليم سلب ثم معاليم موجبة كما موضح في الامثلة التالية



$$e_i = y_i - \hat{y}_i$$

ارباب ذالہویہ

المشاهدات y_i y_i^* $e_i = y_i - y_i^*$

اسماء و ذوات

سیرم صفت الاضتبار، اذا كانت العينة اذاعت صلات قليلة، صفت صغیرة
اضتبار، انما رانیا ~~صفت~~ صفت صغیرة تفسر به انما رانیا غم صغیرة انما رانیا
صفت صغیرة من صفت صغیرة انما رانیا صغیرة.

اما من اهم الاختبارات المعروفة والتي تستخدم لتفحص ما إذا كان النموذج الخطي هو صواب / داربين-واتسون (Durbin-Watson) والتي يعرفه اختصاراً (D.W.) ذات فرضية العدم H_0 بأنه
هذا الاختبار هو:

دفعات

$$H_0: \rho = 0 \quad \text{لم وجود ارتباط ذاتي بين حدود الخط}$$

$$H_1: \rho \neq 0 \quad \text{وجود ارتباط ذاتي بين حدود الخط}$$

اما صيغة هذا الاختبار فهي

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

ويمكن كتابته صيغة الاختبار بواسطة

$$D.W. = 2(1 - \rho')$$

$$\rho' = \frac{\sum_{t=2}^n e_t e_{t-1}}{\sum_{t=1}^n e_t^2}$$

فإذا كان

$D.W. = 0$	$\rho' = 1$ فإن
$D.W. = 2$	$\rho' = 0$ فإن
$D.W. = 4$	$\rho = -1$ فإن

ثم نقارن قيمة D.W. المحسوبة مع قيم D.W. النظرية (التي هي في الواقع القيم الحرجة) $D.W.$ تقع بين هذين القيم d_L و d_U لا يمكن الحكم على النموذج ولا نقول بأنه صواب ولا خطأ. وإذا كانت القيمة $D.W.$ أقل من d_L أو أكبر من d_U فإن النموذج خطي. وإذا كانت القيمة $D.W.$ قريبة من 2 فإن النموذج خطي. وإذا كانت القيمة $D.W.$ قريبة من 0 أو 4 فإن النموذج غير خطي. وإذا كانت القيمة $D.W.$ قريبة من 2 فإن النموذج خطي. وإذا كانت القيمة $D.W.$ قريبة من 0 أو 4 فإن النموذج غير خطي.

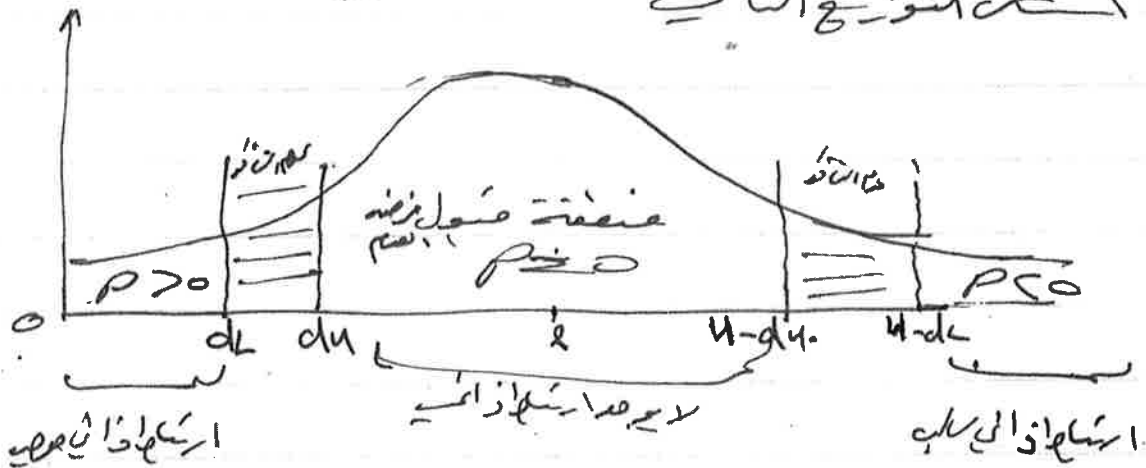
أيكونوا مطمئنين النتائج

وغيرناصم

عوامل التقديرات الموضوعية عند ثابت الاختار (معدل القاطع) (أ-ك)
وفنياً في مناطق الرقعة والقول حسب ~~فرضية~~ فرضية
الصم والبديلة

$$H_0: P=0 \text{ and } H_1: P \neq 0$$

وهذا التوزيع ذاتي



من هذا الرسم التام نتج

إذا كانت $DW > U - dL$ لا $DW < dL$ نرفض فرضية
الصم وتقبل الفرضية البديلة التي هي رسالة ذاتي

وإذا كانت $DW < U - dU$ لا $DW > dU$ نقبل فرضية الصم
أفلا يكون رسالة ذاتي مرفقة الفرضية البديلة.

ملاحظة: ذات الرسالة ذاتي كحل نهائي الخطأ كبير لخطأ المصادفة
للمتقدمين، وهذا ~~يجب~~ يؤدي إلى قبول الخطأ المصادف بمقام كبير
مما يؤدي إلى ان السعة لا تكون لعل دقة وقتهم عملية التنبؤ
تكون أقل دقة

مثال ١٠٠ حل المسألة التالية تعافى من الجدول التالي

جدول تعافى من الجدول التالي

Y_i	33	34	38	43	46	46	45	37	40	38	40	43	44	54	55
X_i	10	10	11	12	12	13	13	13	13	13	14	14	15	16	16

$$n = 15, \sum X_i = 195, \sum X_i^2 = 2583, \sum Y_i = 636, \sum X_i Y_i = 8400$$

$$\hat{Y}_i = a + bX_i$$

$$\hat{Y}_i = 6.65 + 2.75X_i$$

Y_i	X_i	$\hat{Y}_i = 6.65 + 2.75X_i$	$e_i = Y_i - \hat{Y}_i$	e_{i-1}	$e_i - e_{i-1}$
33	10	$6.65 + 2.75(10) = 34.15$	$33 - 34.15 = -1.15$	-	-
34	10	34.15	-0.15	-1.15	1
38	11	36.9	1.1	-0.15	1.25
43	12	39.65	3.36	1.1	2.25
46	12	39.65	6.35	3.36	3
46	13	42.4	3.6	6.35	2.75
45	13	42.4	2.6	3.6	-1
37	13	42.4	-5.4	2.6	-8
40	13	42.4	-2.4	-5.4	3
38	13	42.4	-4.4	-2.4	-2
40	14	45.15	-5.15	-4.4	-0.75
43	14	45.15	-2.15	-5.15	3
44	15	47.9	-3.9	-2.15	-1.75
54	16	50.65	3.35	-3.9	7.25
55	16	50.65	4.35	3.35	1

مجموع

$(P_i - P_{i-1})^2$ P_i^2

—	1.32
1	0.02
1.56	1.21
5.06	11.22
9	40.32
7.56	12.96
1	6.76
64	29.16
9	5.76
4	19.36
0.56	26.52
9	4.62
3.06	15.21
52.56	11.22
1	18.92

$$D.W = \frac{\sum_{i=2}^{15} (P_i - P_{i-1})^2}{\sum_{i=1}^{15} P_i^2}$$

$$D.W = \frac{168.38}{204.58}$$

$$D.W = 0.823$$

وهذه القيمة هي (D.W) التي
مع الجدول عند مستوى 0.05
وعدد ملاحظات (15) فإن
القيمة هي 1.08

$$D.W(15, 0.05) = 1.08$$

$$du = 1.36$$

$$\sum (P_i - P_{i-1})^2 = 168.38 \quad \sum P_i^2 = 204.58$$

لذلك $D.W = 0.823 < 1.08$
نستنتج من ذلك أن السلسلة
لا تحتوي على اتجاه
أو موسمية

$$P' = 1 - \frac{D}{2}$$

$$= 1 - \frac{0.823}{2} = 1 - 0.4115 = 0.5885$$

وهذه القيمة هي

الخروج منه الارتباط الذاتي

هناك عدة طرق لمعالجة منه الارتباط الذاتي
وسوف نذكر باستخدام طريقة النذر

① طريقة النذر لمعالجة منه الارتباط الذاتي
من أجل معالجة المنه و طريقة النذر

نرى الخطوات التالية:
① نقوم بإمتاب منه معامل الارتباط الذاتي ρ بحسب
الطريقتين وهـ

$$\rho = 1 - \frac{D}{2}$$

$$\rho = \frac{\sum_{t=2}^n y_t y_{t-1}}{\sum_{t=2}^n y_{t-1}^2}$$

معامل D تدعى به (D.W) و هو - و يكون النتي
ثم الحصول على (المنته)

② - نقوم باستبعاد آخر معامل الارتباط الذاتي من بيانات
المنته فنحصل على y_t^* - y_{t-1} فقم بحسب y_t^*
ومثل بحسب x_t^* x_{t-1} فقم بحسب المعادلتين التاليتين

$$y_t^* = y_t - \rho y_{t-1}$$

$$x_t^* = x_t - \rho x_{t-1}$$

75

المعادلة التي تم لا، قدر صيغ
 التالية بقائي من قسمه
 من البيانات في شكل ان و

Y_i	X_i	YX	X^2	Y^2	$\hat{Y} = a + bX_i$
4	2	8	4	16	$4.01 + 0.44(2) = 4.89$
5	1	5	1	25	$4.01 + 0.44(1) = 4.45$
3	2	6	4	9	$4.01 + 0.44(2) = 4.89$
8	3	24	9	64	$4.01 + 0.44(3) = 5.33$
6	4	24	16	36	$4.01 + 0.44(4) = 5.77$
6	6	36	36	36	$4.01 + 0.44(6) = 6.65$
32	18	103	70	186	

$$\bar{Y} = \frac{32}{6} = 5.33, \bar{X} = \frac{18}{6} = 3$$

$$b^2 = \frac{n \sum Y_i X_i - \sum X_i \sum Y_i}{n \sum X_i^2 - (\sum X_i)^2}$$

$$b^2 = \frac{6(103) - (18)(32)}{6(70) - (18)^2} = \frac{618 - 576}{420 - 324} = \frac{42}{96}$$

$$b^2 = 0.44$$

$$a^2 = \bar{Y} - b^2 \bar{X}$$

$$= 5.33 - (0.44)(3)$$

$$= 5.33 - 1.32$$

$$a^2 = 4.01$$

$$\hat{Y} = 4.01 + 0.44X$$

نلاحظ من هذه المعادلة ان العلاقة بين المتغيرات

هناك علاقة طردية بين المتغيرات، فكلما زاد

المتغير X، زاد المتغير Y، والعكس صحيح، فكلما

Multicollinearity problem

مشكلة التعدد الخطي
(أو الارتباط الخطي المتعدد)

انعدام عن لامتناهية ظاهرة الارتباط الخطي المتعدد هو الباطن الإحصائي الذي يبين (Regnar Frisch) عنه تحليله لبيانات العملة الزمنية، أن ظاهرة الارتباط الخطي المتعدد تعني بأنه هناك علاقة خطية تامة أو علاقة فورية شبيهة تامة بين المتغيرات التوضيحية في نماذج الانحدار الخطي. وقد اتضح في معظم الحالات بأن هذا يدل على فطري بين المتغيرات التوضيحية وتكون هذا الصعوبة أمثلة وجود استقلالية بين المتغيرات التوضيحية.

إن واحدة من أهم فرضيات (كلا) هو استقلالية بين المتغيرات التوضيحية، أي عدم وجود ارتباط فطري بين المتغيرات التوضيحية التي يمكن أن يصير غير رياضيًا.

$$\text{Cov}(X_i, X_j) = 0$$

وفي حالة عدم تحقق الاستقلالية بين المتغيرات التوضيحية أي وجود ارتباط فطري بين كلاهما يعني المتغيرات التوضيحية في نماذج الانحدار الخطي فاستانقع في مشكلة التعدد الخطي بين المتغيرات التوضيحية ويصير غير رياضيًا.

$$\text{Cov}(X_i, X_j) \neq 0$$

إن الحالة التي تهم أي باحث هو استقصاء عن وجود أو عدم وجود التعدد الخطي لأنه من الصعب الوصول إلى متغيرات توضيحية مستقلة تمامًا.

١- اسباب وجود ظاهرة التباين في التقدير:

- ١- ان التقديرات الوضعية قد تترك في اتجاه زمني عام واحد.
- ٢- قد يتغير بعض التقديرات الوضعية سوء بسبب عدم جمع البيانات عند قاعدة واحدة واسعه وبشكل كاف.
- ٣- وجود علاقة تفرعية بين بعض التقديرات الوضعية بسبب حجم العينة بسبب وجود تقديرات مختلفة زمنياً.

٤- النتائج احوال المترتبة على وجود ظاهرة التقدير الخاطئ

- ١- تفقد طريقة التقدير فقط حيث يصبح عن الصعب اوجتها من التحميل القوي على التأكيد السهل لمختلف التقديرات الوضعية ثم التقدير المصحح كحل بديل.
- ٢- تجميع درجة الخطأ في التقدير كبيرة.
- ٣- تصعب فهم التباين للتقديرات متناهية في الكثرة فتتفقد خاصية أهم التباين (أو أفضل تقدير) وبالتالي تكون غير دقيقة.
- ٤- تظهر تقديرات المعاملات لبعض التقديرات الوضعية كغير متغيرة بشكل خاطئ مما يؤدي الى الجور الباحث الى احاط تلك التقديرات من النموذج متوقع في اخطاء صيانة النموذج.
- ٥- تجميع التقديرات حاسة كل تقدير في البيانات فتتغير صحتها أيضاً لذلك.

٢. الاختبار المتكثف عن وجود فئة التقدرات

إن من أهم الوسائل البسيطة لايجاد وكتف وجود ظاهرة التقدرات، هو ايجاد عدد مصفوفة المعلومات $(X'X)$ ، فإذا كانت قيمة هذا المحدد صادية (الاصفر) فإنه يوجب صئته لعدد دفتي تام، أما إذا كانت صئيه المحدد فرسيت من (الاصفر) فإنه يوجب صئته التقدرات في شبة التام (أحد من التام). ولكننا لا نعتد الاعتماد على هذا الأسلوب.

٣. اختبار فار - غلوبر Farrar - Glauber

يعتبر هذا الاختبار الاصصائي من أهم الاختبارات كسقي عن وجود صئته التقدرات، وقيمة هذا الاختبار F ثلاث مراحل.
ففي المرحلة الأولى يتم استم (اختبار مربع كاي X^2)
لكتف عن وجود دو عدم وجود ظاهرة التقدرات في المرحلة الثانية
نتم اختبار (F) لتدريه من المتغيرات التوضيحية مرتبطة
ضطياً، أما في المرحلة الثالثة نتم اختبار (t) لتدريه المتغيرات
التوضيحية المفردة عن حدوث ظاهرة التقدرات.
وستنتفي من هذه النظم الأساليب بالمرحلة الثالثة فقط والتي
تعتبر اختبار كاي X^2 والذي يعادله الكراسية كالآتي

$$X^2 = - \left[(n-1) - \frac{1}{6} (2k+5) \right] \ln D$$

حيث: n : حجم العينة

k : عدد المتغيرات التوضيحية في النموذج

$\ln D$: اللوغاريتم الطبيعي لمحد مصفوفة معاملات الارتباط بين المتغيرات التوضيحية.

دفعه خاصه

ما شكل المصفوفة معاملات الارتباط بين المتغيرات التوضيحية كالآتي:

$$D = \begin{vmatrix} 1 & r_{12} & r_{13} & \dots & r_{1k} \\ r_{21} & 1 & r_{23} & \dots & r_{2k} \\ | & | & | & & | \\ r_{k1} & r_{k2} & r_{k3} & \dots & 1 \end{vmatrix}$$

وإن فرضية العدم للبديلة هنا الاختبار هو

$H_0: X_i \text{ orthogonal}$ لا يوجد تفاعل بين المتغيرات: H_0

$H_1: X_i \text{ not orthogonal}$ يوجد تفاعل بين المتغيرات: H_1

ثم تقارن قيمة χ^2 المحسوبة من المعادلة أعلاه مع قيمة χ^2 الجدولية عند مستوى معنوية α وأتت درجة حرية $(n-k)$ أو $\frac{1}{2}k(k-1)$ فإذا كانت χ^2 المحسوبة أكبر من الجدولية نرفض فرضية العدم ونقبل البديلة أي وجود تفاعل بين المتغيرات التوضيحية أما إذا كانت χ^2 المحسوبة أصغر من الجدولية نقبل بفرضية العدم أي عدم وجود تفاعل بين المتغيرات التوضيحية.

مثال

هنا العلاقة بين العنصر (Y_i) والمتغيرات

المتقلة (X_1, X_2, X_3, X_4) ونريد اختبار وجود معاملات الارتباط

أدبي (0.0098) للون فالإجابة:

الاختبار وجود تفاعل الخطي ما ستد أم اختبار فارتستين

إذا كانت χ^2 أكبر من قيمة χ^2 الجدولية عند مستوى معنوية (0.05) ودرجة

حرية (6) تكون

نتيجة قيمة χ^2 العنصرية ونكون

$$\chi^2 = -[(n-1) - \frac{1}{6}(2k+5)] \ln(0.0098)$$

$$= -[(10-1) - \frac{1}{6}(2 \cdot 4 + 5)] \ln(0.0098)$$

$$= -(9 - \frac{1}{6}(13)) \ln(0.0098)$$

$$= -(9 - 2.167) \ln(0.0098)$$

$$\chi^2_s - (6.833)(-4.625)$$

$$\chi^2_s = 31.607$$

البرهنة $\chi^2 > \chi^2_{\alpha}$ الموضوعة
 نرفض فرضية العدم أي وجود تقدير خطي بين
 المتغيرات المستقلة.
 أي بتبسيط نرفض فرضية العدم ونقبل بالفرضية البديلة أي وجود
 علاقة إحصائية بين المتغيرات.

3. ملاحظة: إن وجود التفاعل بين المتغيرات التوضيحية
 يجعل هذا الصعب قليلًا والتفريق بين هذه التأثيرات لا يمكن
 توضيحيًا مع التقدير التابع كل على حدة.

4. ملاحظة: إن الدليل على وجود علاقة التقدير الخطي في البيانات
 إذا كانت قيمة R^2 عالية جدًا وتقدر من العلاقة، فإن
 الارتباط الجزئي لها يكون قليلًا مهملة.

5. ملاحظة: يمكن التعرف على وجود علاقة التقدير الخطي، إذا كانت هناك
 علاقة تربط بين المتغيرات التوضيحية تمامًا بمعادلة المقدرة
 أو دالة الاختبار المقدرة السابقة.

$$y = 6.072 - 0.08x_1 + 0.08x_2$$

إذا تم حفظ أن تأثير المتغيرين (x_1, x_2) على المتغير
 التابع هو تأثير واحد، فلهذا توجد علاقة خطية عامة بين المتغيرين
 المستقلين أو التوضيحيين.

طرق معالجة منه القدر الخطي

٤ جمع بيانات إضافية .
كلما جبرت حجم العينة عن طريق إضافة بيانات جديدة أو
إضافة مشاهدات أخرى زاد ذلك من تخفيض حجم التباينات
وهذا يؤدي إلى تقليل الارتباط الخطي المسدود .

٥ حذف أو إضافة متغير أو أكثر من متغير .
قد يها البياض الك حذف المتغير الذي يمتاز بالارتباط العالي مع
بقية المتغيرات المستقلة للتخلص من منه التداخل الخطي المسدود
وتتم ان هذا الاجراء من مقبول من قبل الباحثين، وقد يها البياض
أي إضافة متغير جديد قد أصله لواقع منه البياض .

٦ الاستعانة بمعلومات أو تقديرات خارجية
إن كانت هناك تقديرات لمعلومة أحد المتغيرات التي يتوقف بكونه مرتبطاً
ارتباطاً معقدًا فبإمكان استخدام هذا التقدير الذي يتم خارج العينة
مع نتائج دراسة العينة في الدرس، فمثلاً يمكن استخدام مقدار معلومة الميل
التي لا تستهلك لفئة معينة ولقطر معين من دراسات المقاطع العرضية
مع العلاقة بين الدخل وطرق ليقس الفترة والقطر في دراسات السلاسل
الزمنية .

Heteroscedasticity problem

البيانات

تظهر هذه المشكلة عند عدم استيفاء الفرضية

$$E(u_i) = 0$$

تباين قيم (البيانات) عند زنايت ، وبعبارة أخرى تظهر هذه المشكلة عندما تكون تباين القيم (البيانات) مختلفاً عن تباين القيم المتوقعة

$$\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2 \neq \sigma_3^2 \neq \dots \neq \sigma_n^2$$

وتجدر عام تواجه مشكلة عدم تجانس التباين في حالة تقدير معالم النموذج المستند على بيانات مقطعية تتفاوت إلى درجة كبيرة من قبل في الخصائص في بيانات عيوت غير متجانسة إلى شمل على أن متباينة بين كبير من صفات نقولها ، وكذلك في البيانات الخاصة بموضوعات أو مناطق تتباين بدرجة كبيرة في حجم متغيرها .

الأسباب

حصاد عدم تجانس التباين

في

المقدمات المحذوفة التي غالباً ما تكون مرتبطة بالمقدمات الوظيفية الظاهرة في النموذج ، وهي خلاف أثر المقدمات المحذوفة يظهر من خلال قيم المقدمات العشوائية مما يؤدي إلى اختلاف تباين قيم هذه المقدمات تبعاً لقيم المقدمات الوظيفية .

في

الافتقار في مقدمات المقدمات المتابعة (البيانات) ، وهذه تزداد بزيادة قيم ذلك المتغير وبالتالي سترآكم بهرور الزمن ، ونسباً لذلك تقبل قيم البيانات إلى التزايد . إلا أن هذا الاندراج في الساقط نتيجة لتناقص البيانات المتتالية .

في

١- إشار المترتبة لليهود منه كما كان السيان

د. غفران هاشم

٢- تصبح الصيغ الرياضية المستخدمة كتاب السيان للمقياس المتوازي وبالذات للتقديرات ندر صحيحة، ومن ثم لا يمكن الاعتماد على اعتبار العنصرية الإحصائية، أي أن اعتبار F و W يجب ندر واقعياً وندر مقننه ولا يمكن الاعتماد على.

٣- تفقد التقديرات خاصية صفرية (أفضل مقننه) في حالة اعتمادنا تلك الصيغ عنه ويبدو مشكلة كما كان السيان.

٤- الاعتبار للأسف عن وجود مشكلة كما كان السيان

هناك العديد من الاختبارات التي يمكن استخدامها لفرض معرفة صلات البيانات لقائي من مشكلة كما كان السيان أم لا ومن هذه الاختبارات.

١- اختبار معامل ارتباط الرتب لسبيرمان.

وهو من الاختبار البسيط Spearman واه هذا الاختبار يمكن استنتاجه عند اصحاب المعينات اللبيرة والعنصرية، أما خطوات هذا الاختبار فهي:

٢- تقدير معالم نموذج الاختبار وأنها صيغ γ

٣- ايجاد قيم الكفا المتوازي (البؤني) من خلال العلاقة $e_i = y_i - \gamma$

٤- نأخذ القيم المطلقة كالكفا ونرتب قيم $|e_i|$ وكذلك قيم $|x_i|$ تصاعدياً

٥- امتياز ليا، ونفعل رتب لهذه القيم مع امة متوسط الرتب للقيم المتكررة

٦- حسب المعادلة التالية

$$D_i = \text{rank } x_i - \text{rank } |e_i|$$

حيث D_i حسب معامل ارتباط الرتب لسبيرمان حسب العلاقة.

$$r_s = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n D_i^2}{n(n^2-1)}$$

دراسة

هناك عدة طرق (اختبارات) يمكن بواسطتها اختبار فرضية إذا كان التوزيع يعاين من شكل معين بجانب التباين أم لا.

اختبار كولايفيلد وكرانت χ^2 and Quanta

بعد من الاختبار السابق لفرضية شك في شكل معين بجانب التباين
لذلك هنا سوف نتحدث عن الاختبار السيرة العجم، وسنذكر خطوات
اجراءه للاختبار السابق.

1- ترتيب البيانات في الترتيب المستقل X من الصفرية الى العظمى
2- حذف المشاهدات الوسطية من بين البيانات العينة ويقتل حذف (1) من
المتوسطات التالية

3- تقسيم المشاهدات الباقية الى مجموعتين متساويتين متساويتين
العينة الاولى n_1 والعينة الثانية n_2 مع $n_1 = n_2 = \frac{n}{2}$ السيرة

4- ثم تقدير العلاقة المتوقعة بين المتغيرين X و Y اذا كان التوزيع
متساوياً في كل اتجاه.

5- ثم اختبار الفرضية ان الفرق بين التوزيعات (n_1, n_2) والعينة
المتوقعة (n_1, n_2) بحسب العينة السابقة

دراسة

$$\chi^2 = \sum \frac{(n_{ij} - e_{ij})^2}{e_{ij}} \quad \text{حيث } e_{ij} = \frac{n_{i.} \cdot n_{.j}}{n}$$

حيث $n_{i.}$ مجموع ملاحظات الصف i الاولى و $n_{.j}$ مجموع ملاحظات الصف j الاولى

(2) عدد ملاحظات الصف i الاولى $(n_{i.})$ او $(n_{.j})$ او $(n_{i.})$ او $(n_{.j})$

$$\chi^2 = \sum \frac{(n_{ij} - e_{ij})^2}{e_{ij}} \quad \text{حيث } e_{ij} = \frac{n_{i.} \cdot n_{.j}}{n}$$

$$F_s = \frac{\sum e_1^2}{\sum e_2^2}$$
$$H_1: \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2 \neq \sigma_3^2 \neq \dots \neq \sigma_n^2$$

Ex. 1 $\sigma_1^2 \leq \sigma_2^2 \leq \sigma_3^2 \leq \dots \leq \sigma_n^2$

Year	Y	X	Year	Y	X
1983	26.1	38.3	1989	50.1	77.2
1984	29.3	43.5	1990	54.5	86.1
1985	35.6	53.5	1991	60.1	94.6
1986	39.4	60.8	1992	64.9	102.4
1987	42.7	66.4	1993	69.2	109.9
1988	46.3	71.2	1994	73.1	115.6

المجلس اعتباري وورد عند حرجا القليله
وحواليه Goldfeld Quandt

87
 بيانات انماصة المقدار (X) من سنة 1983 الى 1987
 ثم نريد ان نأخذ الملاحظات الوسطى اي 1985 (1/2) فلهذا نأخذ
 نأخذ الملاحظات من 1988 و 1989 لتبين السنة
 انماصة من 1988 و 1989 فلهذا نأخذ (5) ملاحظات
 وكان

المعنى اننا نأخذ
 لفهم عام الزيادة في السنة من 1983 الى 1987
 الفسحة في كل سنة

السنة	t	X_t	$y_t = t - \bar{t}$	$x = X_t - \bar{X}$	xy	x^2	y^2	$xy \cdot y$	e^2
1983	26.1	38.3	-8.52	-14.2	120.98	201.64	26.29	-0.05	0.0025
1984	29.3	43.5	-5.32	-9.0	47.88	81.0	29.31	0.01	0.0001
1985	35.6	53.5	0.98	1.0	0.98	1.0	35.21	0.39	0.1521
1986	39.4	60.8	4.78	8.3	39.674	68.89	39.52	-1.2	0.0132
1987	42.7	66.4	8.08	13.9	112.312	193.21	42.81	-0.11	0.0121
	173.1	252.5	0	0	321.83	454.74	173.1	0	0.2006

$$\bar{y} = 34.60 \quad \bar{X} = 52.5$$

الملاحظة الأخيرة في السنة الأولى

$$\hat{y}_t = 3.66 + 0.59 X_t$$

$$b_1 = \frac{\sum xy}{\sum x^2} = \frac{321.83}{454.74}$$

$$b_1 = 0.59$$

$$a_1 = \bar{y} - b_1 \bar{X} = 34.62 - (0.59)(52.5)$$

$$a_1 = 3.66$$

$$S_{e_1} = \frac{\sum e^2}{n-2} = \frac{0.20065}{5-2} = 0.0669$$

المجموعة المتزايدة المتناقص
 لتقدير معاملي النموذج الخطي البسيط لهذه العينة
 وصلاها، فضلا عن التوزيع فاند ودرجته الحرة

الترتيب	y_i	x_i	$y_i - \bar{y}$	$x_i - \bar{x}$	y_i^2	x_i^2	$y_i x_i$
١٩٩٥	54.5	86.1	-9.86	-15.62	30.331	50.694	-154.013
١٩٩١	60.1	94.6	-4.26	-7.12	0.367	0.642	-30.331
١٩٩٢	64.9	102.4	0.54	0.68	39.591	66.912	0.367
١٩٩٣	69.2	109.9	4.84	8.18	121.312	192.64	39.591
١٩٩٤	73.1	115.6	8.74	13.88			121.312
	324.8	508.6	0	0	354.614	554.768	215.472

$$\bar{y}_2 = 64.36$$

$$\bar{x}_1 = 101.72$$

$$b_2 = \frac{\sum yx}{\sum x^2} = \frac{354.614}{554.768} = 0.62$$

٢. تقدير معاملي

$$\hat{a}_2 = \bar{y}_2 - b_2 \bar{x}_2$$

$$= 64.36 - (0.62)(101.72)$$

$$\hat{a}_2 = 0.983$$

٣. المعادلة التقديرية للنموذج البسيط

$$\hat{y}_2 = 0.983 + 0.62x_2$$

$$\sum \hat{y}_2^2 = b_2^2 \sum yx = (0.62)(354.614) = 215.337$$

$$\sum e^2 = \sum y^2 - \sum \hat{y}_2^2 = 215.472$$

$$215.337 \leq 0.135$$

لوقت لا يصفه السطح

$$\sum e^2 = \sum y^2 - b^2 \sum yx$$

$$S_{e_2}^2 = \frac{\sum e_i^2}{n-2} = \frac{0.135}{2} = 0.0675$$

89

$$F^* = \frac{\sum_{i=1}^n \frac{0.0491}{0.0669}}{\sum_{i=1}^n 1} = 0.674$$

وعفاً عنه F^t السيد مع F الكبرولة والتي صوتت S_A
 (9.28) كندولة صوية (9.5) ودرجته (3.3)
 مبدوءاً من مضع نان صوية (F) الكبرولة هو اقل صوية
 F الكبرولة عليه مقياس مريضه الصيام (10) والتي
 مبدوءاً من مضع نان صوية الكبرولة مبدوءاً من مضع نان
 مبدوءاً من مضع نان صوية الكبرولة مبدوءاً من مضع نان

«ممت صوت الله»