

الاسم: \dots التاريخ: \dots

(16) The Simple Linear Regression model and Correlation Coefficient

لنفرض وجود مقدار X ومقدار Y :

$$Y_i = f(X_i)$$

والآن المثال الثاني الذي يبين العلاقة بين المتغيرين
المتصلين ان العلاقة فضائية فالمعادلة التالية

$$Y_i = a + bX_i$$

وهذا الشكل يدل على وجود علاقة سببية
بين X و Y بمعنى ان X هو السبب فيما يترتب
عنه Y وليس العكس.

وهذه العلاقة السببية قد تكون
لهذه المعادلات حيث ان

تقاطع المنحنى مع محور X
يمثل مقدار القيمة Y عندما تكون X صفر.

وعلى سبيل المثال فالعلاقة بين X و Y هي علاقة سببية ان العلاقة

بين X و Y هي علاقة سببية ان العلاقة
بين X و Y هي علاقة سببية ان العلاقة

بين X و Y هي علاقة سببية ان العلاقة
بين X و Y هي علاقة سببية ان العلاقة

بين X و Y هي علاقة سببية ان العلاقة
بين X و Y هي علاقة سببية ان العلاقة



17
ومن مثل الاستدلال بخلاف العلاقة بين المقيدين اولا فتتخذ مثلا
قريباً من انظر المتقيم وانترفاقات المناهضة عن هذا الخط
ممكن ان يحاط الى حد ما حولها ؟

- 1- حذف بعض المتغيرات عن الدالة . كل مقيد من الوصل الاقتصادي
 - 2- بناء نموذج جديد من المقيد او العوامل الاخرى لا يمكن ان نأخذها
ببساطة بنظر الاعتبار فلهذا دالة معينة مؤلفه بعد اسباب
 - 3- بعض هذه العوامل قد لا تكون معروفه من للشئ الاكثر المعاني بالعلاقة المبرزة
 - 4- مثلاً اذا توفرت لدينا معرفة بمثل هذه العوامل الخيارات بعضها قد قبل
للقيام امر صائباً (مثل التوقف التوقيعات الربانية - الخ)
 - 5- بعض العوامل تكون متوائمة وتظهر بشكل واوقات لا يمكن التنبؤ بها مثل
التغيرات حالهزات الارضه والمزج - الخ
 - 6- بعض العوامل ذات تاثير ضئيل على المقدار التابع عنه التغير الا اننا لم نلاحظه
لذلك تكون صاهلرنا ضئيلة كمن لا يمكن قياسها قياساً دقيقاً بله الا انه لو
وجدت هذه العوامل مع بعضها البعض في انفسه فبعضها لا أساسه من
المقيد من المقدار التابع .
 - 7- كما تؤثر السياسات حول المقيد او عدمه في بعض اوقات بصورة طفيفة
- 8- السؤل القوي للكنه السري - ان اشتر القط حول الخط
فيمن امرنا ان نعرف كوايات السؤل السري ، فمردود فضل السري
لا يمكن التنبؤ بها الى حد ما وقد تسببت انترفاقات كذا السؤل الاقتصادي
الذي نرى منه ان في بعض اوقات ان المتطلب قد يفيد من نموذج نفقته
ملاحظة ان الرغبتين لربح السؤل والسعار .

9- عدم تفاهيهما في الشكل الرياضي للمورد
فما صينا انه كان يجب ان تكون الخطية ، او ان تكون قد حدثت
بعضاً من معادلات المورد

10- افتراض التجميع Aggregation Errors : غالباً ما تتسبب في
تجميعه (امكان الاستدلال - اجماع الفرد - الخ) تجمع فيك شيئاً متعلقه بامر
ذو سلوك مماثل ، وهذه الدالة تقول ان المقيد ان التوفر خصائصه اذية تكون مفقودة .

⑤ افتراضات الخطأ Measurement Errors

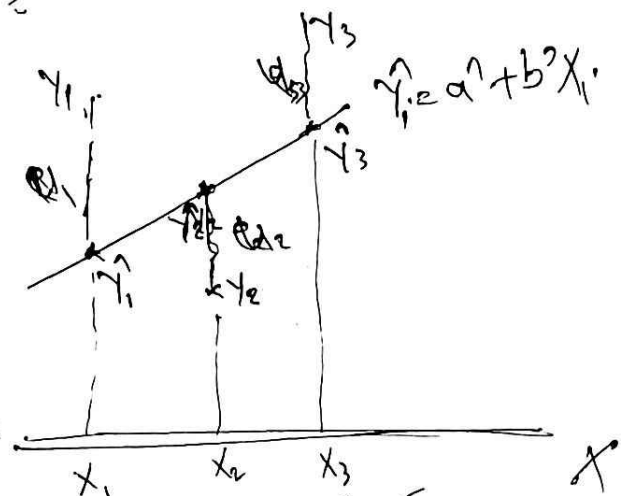
فقد تكون اثرات التقاط غير متناهية
راجع أيضاً لحدود افتراضات الخطأ في المقدرات نسبة لظرف جمع ومعالجة البيانات الاصلية.
مصدر الخطأ قد يرجع الى عدم الدقة في القياسات كما في المفاضلة، وبالتالي فاضل على افتراضات المعادلات $\text{Errors in the equations}$ لا يفسر الكثر من $\text{Measurement Errors}$ ، اما المصدر الثاني في تقاضى الخطأ ما لم يفسر له المتغيرات او ان $\text{Measurement Errors}$ يفرض تعديل لمصدرين سيورده الله سبحانه وتعالى.

ولاحظة مصادر الخطأ هذه من الحساب يقوم ما و قال حنظل ثوبى من
دوال الخطأ في المقدرات، وهي تتأثر بالحدود المقدرات (U) كما
ويطلق عليه كذا الخطأ العشوائي $\text{Random disturbance term}$ stochastic term ، وقد يطلق
لوهذا أيضاً (error term) او لغيره العفوان stochastic term ، وقد يطلق
منه stochastic لانه يؤدى الى افتراضات العلاقة الخطية المضبوطة المعروفة وهو model
من X و Y و a و b كما ان لغيره العفوان غير الدالة نصح المتوزع العشوائي
Econometrics

$$y_i = a + bx_i + u_i$$

وتلخصات المقدرات K كإحدى المقدرات مع سؤا لقرن جابنين
في انكز الاول $\hat{y}_i = a + bx_i$ في الاخذ $\hat{y}_i = a + bx_i$
- انكز المقدرات في المقدرات بواسطة $\hat{y}_i = a + bx_i$ و $\hat{y}_i = a + bx_i$

من الخطأ مثل انكز المضبوط
من العلاقة بين X و Y ، اما المقدرات المتضادة
على هذا اننا فنقول انكز المقدرات في
العلاقة ، فلولا وجود العنصر العشوائي
 random variable
لصاحف وتكون التقاطات اعداداً $y_i = a + bx_i + u_i$
فالقرن من المقدرات K او العنصر العشوائي
مثل مقدرات الخطأ (U) random term
العشوائي



شكل رقم (2)

وكلية فان لا يفيد فيه فتح المقياس الج (٧) يتم القيد عند غير لبيد
 ابرك والى تغذي ال (٨) والمرتبباته تغذي ال صراطاً :
 معنيا ان القيدت لا المقيدنا ص والى لاتي بقصرها المقيد المتقل
 (X_i) يتم شيرها ي انا

variation

$$Y_i = a + bX_i + U_i$$

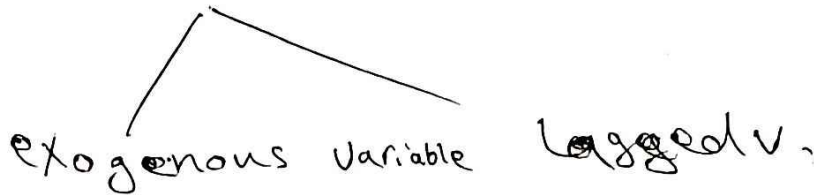
in $Y_i =$ Explained variation
 يتاوعض

random variations → متاوعض

unexplained variation
 منفع

Explained predetermined pre-variation
 جوية من متعقدت
 متاوعض

Expressed by U_i
 وسينب U_i



Assumptions of the Linear Stochastic Regression Model

Assumptions of the Error term (random)

افتراضات التصادف العشوائية

١- ان صدماتها عشوائية حقيقية ليوزع توزيعاً طبيعياً بواحد صاري صاري صفر $E(u_i) = 0$ وبتباين ثابت مقدارها (σ^2)
 $u_i \sim (0, \sigma^2)$

وهذا يعني ان صدماتها عشوائية حقيقية بمتوسط صفر وبتباين ثابت $E(u_i) = 0$ وبتباين ثابت (σ^2) اي ان u_i متباعدة عشوائياً بمتوسط صفر وبتباين ثابت (σ^2) اي ان u_i متباعدة عشوائياً بمتوسط صفر وبتباين ثابت (σ^2) .
وكونه متباعدة عشوائياً بمتوسط صفر وبتباين ثابت (σ^2) يعني ان u_i متباعدة عشوائياً بمتوسط صفر وبتباين ثابت (σ^2) .

$$E(u_i) = 0$$

وكونه متباعدة عشوائياً بمتوسط صفر وبتباين ثابت (σ^2)

$$var(u_i) = E(u_i - E(u_i))^2 = E(u_i^2) = \sigma^2$$

اذا ان تباعدت (u_i) بمتوسط صفر وبتباين ثابت (σ^2) اي ان u_i متباعدة عشوائياً بمتوسط صفر وبتباين ثابت (σ^2) اي ان u_i متباعدة عشوائياً بمتوسط صفر وبتباين ثابت (σ^2) .

كذلك المتغير العشوائي u_i يتوزع بمتوسط صفر وبتباين ثابت (σ^2)

اي ان u_i يتوزع بمتوسط صفر وبتباين ثابت (σ^2) اي ان u_i متباعدة عشوائياً بمتوسط صفر وبتباين ثابت (σ^2) اي ان u_i متباعدة عشوائياً بمتوسط صفر وبتباين ثابت (σ^2) .

(2)

2- ان القيم المتابعة لـ u_i تكون متقلة اي ان:

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

Covariance
covariance

منه الجواب ذلك حالت

$$cov(u_i, u_j) = E(u_i - E(u_i)) [u_j - E(u_j)]$$

$$cov(u_i, u_j) = E(u_i u_j)$$

ونظرا $E(u_i) = E(u_j) = 0$

$$= E(u_i) E(u_j) = 0$$

$$cov(u_i, u_j) = 0$$

بعبارة اخرى ان القيم المتبعة للمتغيرات u_i تكون متقلة اي تعجز
العنوا عن اظهار التباين المشترك لاي u_i مع اى من زملائها لان
عليه فان هذه المتغيرات u_i متقلة لانهم كل واحد منهم من قيمة اخرى.

3- هذه ايضا هو مقصودنا من ان المتغيرات المتعددة المتعددة
معنى انه لا يتغير بقرائن X وهذا يعني ان التباين المشترك
بين X و u_i فالمتغيرات المتعددة تكون لفر

$$cov(X_i, u_i) = 0$$

$$cov(X_i, u_i) = E\{[X_i - E(X_i)] [u_i - E(u_i)]\} = 0$$

$$E(u_i) = 0$$

$$= E\{[X_i - E(X_i)] u_i\}$$

$$= E(X_i u_i) - E(X_i) E(u_i)$$

$$cov(X_i, u_i) = E(X_i u_i)$$

$$= E(u_i)$$

لان $E(u_i) = 0$

$$cov(X_i, u_i) = 0$$

مع اننا نعلم ان قيم X_i متباينة لقيم u_i

٤- ان المقيد المستعمل في قياس بيت افطار -

اي ان α يعكس تأثير المقيد الكهوفه وافطار عكسه المقيد التام مع تعيين α استنتاج ان المقيد المستعمل له افطار α فقط يكون افطار اوله يكون

٥- لتفحصنا الامر

٥- ان المقيد المستعمل لا يرتبط بشكل تام ارتباطاً قوياً مع ان المقيد المحدود سابقاً تماماً لا يرتبط ارتباطاً قوياً فقط α وذلك لميله للفرق (التركيب في المقيد المستعمل) α α

٦- ان المقيد اللغوي العميق يبين ان نصح نصح صحيح لكي تكون ضالوة في افطار النصح

٧- ان العلاقة المراد تقديرها ينبغي ان تكون فريدة Identified بمعنى ان تكون للمعامل المراد تقديرها فيه قيمة Unique وهو نصح صحيح عن العلاقة اللغوية .

٨- ان العلاقة قد صيغت بشكل صحيح بمعنى ان تكون ضالوة من افطار الضمانه من حيث كد وكثير المقيد الموضوعية او ما هو شاملاً لجميع العلاقات الهامه والمورد اللغوية العميقة (الفنية او الفنية)

توزيع المقيد التابع Y_i $(\alpha + BX_i + \epsilon_i)$ العينة

توزيع المقيد التابع هو توزيع فعند ، تكون فيه المتوسط μ

$E(Y_i) = \alpha + BX_i$

mean of $Y_i = E(Y_i)$
 $= E(\alpha + BX_i + \epsilon_i)$
 $= \alpha + BX_i + E(\epsilon_i)$
 $E(Y_i) = \alpha + BX_i$

لا X_i اكبر سالبه $(E(\epsilon_i) = 0)$