

ثانياً - مشكلة التقدير الكمي  
 (والإزدواج الخطي)  
 The Multi Collinearity Problem

The meaning of Multi Collinearity  
 هذه مشكلة التقدير الكمي  
 أوله ضائقة في أن هذه الحالة صعبة لتقدير المعاملات  
 (واكثر فريضة). ان هذه الإندفاعات الصعبة لتقدير المعاملات  
 المقدر مع وجود ارتباط تام بين قيم المشاهدات  
 المتقلة المراد تقديرها من نموذج الانحدار لتقدير المعاملات

$$X_i X_j \neq 1$$

ومشكلة الارتباط هي ان المعاملات المتقلة لها علاقة واحدة او اكثر من المعاملات  
 المتقلة في النموذج كمتغير الرتبة ينتجها الاقل من انما هي من نظام الارتباط  
 فنفسه من ذلك من التقدير الكمي لولا اننا نزيد من المتغيرات  
 فاذا قام احد المتغيرات التي هي متصلة للواحد من المتغيرات  
 المتغيرة يكون لها علاقة واضحة مع المتغيرات المتغيرة  
 كما ان (عاطل) في كل متغير وتكون (كله) في كل متغير

$$X_i X_j = 1$$

والمشكلة هي ان التقدير الكمي كذا ما يرتبط انما او اكثر من المتغيرات المتغيرة  
 او المتقلة علاقة ضيقة قوية جدا فتكون من الصعب فصل أثر كل متغير وقبول  
 المتغيرات المتغيرة، وفيه المشكلة هي ان التقدير الكمي في كل متغير  
 المتغيرة لا يمكن فصله عن المتغيرات المتغيرة وذلك نتيجة لتداخل  
 المتغيرات المتغيرة في كل متغير وذلك نتيجة لتداخل  
 المتغيرات المتغيرة في كل متغير وذلك نتيجة لتداخل  
 المتغيرات المتغيرة في كل متغير وذلك نتيجة لتداخل  
 المتغيرات المتغيرة في كل متغير وذلك نتيجة لتداخل

وتواجه منه القدر الذي يصح أن يكون فيه أحد المقيدتين المستقلة  
 فتأويله كفاية المتغيرات، أو كذا في بقية المقيدتين المستقلتين  
 المستقلة كما فيهما وأما والآخر من المقيدتين المستقلة من المفروض  
 المدروس، كما أن هذه، عنده تواجه ابداً في صور ما ظهر  
 فرضية التجانس أو عدم تجانس المتجانس، وسواء كانت المتغيرات  
 كإحدى السلاسل الرتبوية أو العطفية.

ويتضح مما تقدم اعلاة بأن فرضنا أن المقيد القدر الحقيقي يتكامل  
 بما يلي: لا توجد علاقة خطية خاصة أو شبه خاصة بين أي من  
 المقيدتين المستقلتين، إضافة لذلك يجب أن يتحقق  
 عدد المتغيرات الطولية تقدرها أقل من حجم العينه كالتالي

$$\text{rank}(X) = f(x) = k + 1 < n$$

وهيقة البرنوتو - Klein ان منه القدر الحقيقي كذا كذا

$$r_{xi} x_i > R_y$$

$$r_{xi} x_i > \sqrt{R^2}$$

دولاً أسباب حدوث ظاهرة القدر الحقيقي

تظهر نسبة القدر الحقيقي ما منه أسباب هي الاتية:  
 ١- انما المقيدتين الاعتقادية للقيود ما قبل الوقت من الظروف لتأثيرها  
 بنفسه العود، مثل ذلك فمما ستره اذ هو ان المتغيرات يتحول عند القدر  
 والاستعداد والاراد والاعتقاد والاسرار والاشياء، والقيود، حالة الركود  
 التبادلية امرى عوداً لا يخافه للزمن في السلاسل الرتبوية  
 هي السبب ما هذا امرتياً.

٢- استدل لهم وتبالمه (متخلفة زمنية) لبعض المقيدتين التوضيحية  
 حقيقة توضيحية مما تنبئها الحادج لانها تصف شأخ لبيده

فإن ذلك سيحد من القدرة التنبؤية السابقة للمنظومة وتكون النتيجة سلبية  
 مما يدل على الاستقلال التام بين المتغيرات المستقلة التي تصف  
 المتغير. تظهر توجع من الارتباط، ولهذا السبب تظهر ضئيل الارتباط  
 المتغير المتعدد. <sup>دالة</sup> <sup>المتغير</sup>

$$Ct = b_0 + b_1 X_1 + b_2 X_2 + \dots + U_t$$

وإذا كانت  $X_1 = 2X_2$  or  $X_1 = X_2^2$

فإن ذلك يؤدي إلى وجود مشكلة القدرة التنبؤية.

تأثير النتائج لعلاقات المترتبة من الارتباط المتعدد  
 Consequences of multicollinearity

1 - وجود ارتباط تام بين متغيرين مستقلين يجعل من الصعب معرفة تأثير  
 كل متغير منفرداً على المتغير التابع، مما يؤدي إلى عدم القدرة على التمييز بين  
 $R^2$  مرتفعاً وبالرغم من علامات التورط المقدرة مصنوعة للبيانات وهذا  
 نتائج الصعوبة هذه الظاهرة.

2 - إن وجود ارتباط تام بين المتغيرات المستقلة من التورط يجعل من  
 محدد المصفوفة  $|X'X|$  قريباً من الصفر ولذلك فإن مصفوفة التباين  
 والتباين المشتركة تصبح كبيرة جداً.

$$\text{var-cov}(b) = \sigma^2 (X'X)^{-1}$$

$$\text{var-cov}(b) \approx \sigma^2 \frac{1}{|X'X|} \text{adj}(X'X)$$

3 - إن زيادة حجم التباين تعني أن مقدرات المربعات المعكوفة (OLS) من  
 مصفوفة وان مصفوفة المصفوفة تكون لها اضعف ثم دقة تقدير  
 لوجود ضائقة كلما صغر المتغيرات المستقلة من التورط.

$$t = \frac{b}{s(b)}$$

4 - وجود علاقة مترتبة بين متغيرات المستقلة من المتغيرات المستقلة  
 يحد من التباين في تقدير المقدرات، فحينئذ عند تقدير نسبة الارتباط  
 في التورط المصعب.

21

# أنواع القدر الخطي Types of multicollinearity

## 2 - غياب القدر الخطي Absence of multicollinearity

تحدث هذه الحالة عندما لا ترتبط المتغيرات المستقلة (X) في نموذج الانحدار الخطي التقديرية ارتباطاً خطياً وبالذات في حالة المصفوفة (X'X) تتكون من صفوفه قطرية تماماً مثل التالي

$$(X'X) = \begin{bmatrix} \sum X_1^2 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sum X_2^2 & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & \sum X_k^2 \end{bmatrix}$$

عندما يكون صفون صفون المصفوفة مستقلة تماماً أيضاً وللتأكد من إعطاء نماذج المصفوفة (X'X) نتائج جيدة (B) مع المعاملات المستقلة

$$b_i = \frac{\sum X_i Y}{\sum X_i^2} \quad (i = 1, 2, \dots, k)$$

وبالتالي لا يتغير حاله انه نموذج الانحدار الخطي المعقد حيث تقدير الساتر

$$\hat{a}_i = \bar{Y} - b_i X_i \quad (i = 1, 2, \dots, k)$$

ويتم ايضاً إعطاء المصفوفة وطريقة لاخذ Y الساتر لكل صف من الصفوف المستقلة X لكل صفون

## القدر الخطي التام Exact multicollinearity

ان حالة القدر الخطي التام حالة مثالية غير محتملة التحقق في الواقع الفعلي، ذلك لان التحقق من حالة وجود علاقة تامة بين اثنين او اكثر من المتغيرات المستقلة

ولنحط في هذه الحالة نقدره ومع ذلك نجد انحدار الخطي المعقد كالتالي

$$Y_i = a + b_1 X_1 + b_2 X_2 + U_i$$

والذي يمكن تقديره وفقاً للمعادلة

$$B = (X'X)^{-1} (X'Y) \quad \text{معادلة (٥٤)}$$

حيث مصفوفة (X'X) هو

$$|X'X| = \begin{vmatrix} \sum X_1^2 & \sum X_1 X_2 \\ \sum X_2 X_1 & \sum X_2^2 \end{vmatrix} \neq 0$$

$$\sum X_1^2 \sum X_2^2 - (\sum X_1 X_2)^2 \neq 0$$

فإنه لو كانت هاتين المتغيرتين متساويتين  $X_1 = X_2$  لكانت المتغيرتان متساويتين  $X_1 = X_2$

$$X_2 = K X_1$$

حيث ان K عبارة عن ثابتة لا يساوي صفر. فالحدود (X'X) تكون مساوية للصفر اي

$$|X'X| = \begin{vmatrix} \sum X_1^2 & K \sum X_1^2 \\ K \sum X_1^2 & K^2 \sum X_1^2 \end{vmatrix} = K^2 (\sum X_1^2)^2 - K^2 (\sum X_1^2)^2 = 0$$

وبالتالي لا يمكن حساب تقديرات المعقوفة أي (X'X) وتسمى هذه المعقوفة بالمصفوفة الشاذة وذلك لأنها لا يمكن الحصول على مقدرات (٥٤) وفقاً للمعادلة  $B = (X'X)^{-1} (X'Y)$  لذلك تتلخص تقديرات (٥٤) تحت وطأة الارتباط التام المقدار التام.

## ٢- القدرات في كبر التام

No Exact multicollinearity

لما تقدم يتوقع ان حالة القدرات التامة وغياب القدرات التامة هما حالتان لا يمكن ان يحدثا في المعادلات العنقودية وما توقعه هناك لانها علاقة ارتباطية بين متغيرات معادلتها بين المتغيرات الإقتصادية المقابلة. هذا ما يكون حاصل الارتباط (R) قريباً من الواحد فان معرفة المتغيرات المتكاملة المشتركة لمعادلات B سيؤدي الى انحراف كبير لهذا المعادلات. لذا فمتى ما كانا فان (R) يقتوي لم يكن معنوية. ومع مقارنته مع (٤) سيؤيد مع عدم كفاية عند معنوية عين  $t = \frac{B}{S(B)}$

فإن مصفوفة السابغ والتباينة العكسية

$$\text{var} - \text{cov}(\beta) = \text{cov} (X'X)^{-1}$$

إن ارتفاع الرتبة الكافية المقدر يجعل محدد مصفوفة  $(X'X)$  صفرية  
 فربما هذا هو ما يجعل  $(X'X)^{-1}$  غير عبة وبالتالي كبر في الانحرافات  
 المعيارية لبعض المتغيرات (S.E) كما نلاحظ في مصفوفة.  
 إذا كانت أسس المتوزع الانحراف السبق فلا خوف مما يوجد القدرات  
 من المتوزع ~~وتنوعها~~

### اختبار وجود التعدد الخطي

هناك عدة من الاختبارات لتتنوع وجود التعدد الخطي  
 ومن أهمها في

- ١- اختبار فلانورولندر The Farrar-Glauber test
- ٢- اختبار فرينش Frisch test
- ٣- اختبار كلين Klien test

### ٤- اختبار فلانورولندر The Farrar-Glauber test

تربط هذه الاختبارات أن التباين الإحصائي لوجود  
 الارتباط الخطي ووجود التعدد الخطي الذي يوجد بين المتغيرات  
 والتي تعرف في التقنيات المنحنية من ذلك الارتباط وذلك  
 باستخدام اختبار  $X'$  و  $F$  و  $t$  الترتيب

### ٥- اختبار مرجح كاي $\chi^2$ وفي رتبة للصيغة أدناه

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

- $H_0$ :  $(X_j)$  orthogonal لا علاقة (التعدد الخطي) بين المتغيرات
- $H_1$ :  $(X_j)$  not orthogonal توجد علاقة بين المتغيرات

Q4

حيث  $n$  يمثل حجم العينة و  $k$  عدد المتغيرات  
 $k$  تمثل عدد المتغيرات المستقلة

$R = |R|$  : يمثل الموتر المربع  $n \times n$  كونه مصفوفة معاملات  
الارتباط الجزئية

$$R = \begin{pmatrix} 1 & r_{12} & r_{13} & \dots & r_{1k} \\ r_{21} & 1 & r_{23} & \dots & r_{2k} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ r_{k1} & r_{k2} & r_{k3} & \dots & 1 \end{pmatrix}$$

حيث معاملات الارتباط الجزئية  $r_{ij}$  هي

$$r_{ij} = \frac{\sum x_i x_j}{\sqrt{\sum x_i^2 \sum x_j^2}}$$

ولها اتجاه قيمه  $X^2$  تجري عملية مقارنة مقارنتك قيمه الكهليه  
سواء موجبة مارة الى  $(k(k-1)/2)$  فيكونه مصفوفة مربعة كما  
كانت

$$X^2 < X^2$$

الكله  
فلا يوجد منه المقدار الكلي

$$X^2 > X^2$$

فذلك يعني وجود منه المقدار الكلي

ملاحظة: عدد عناصر  $(X'X)$  هو  $|R|$  تقع بين الصفر والواحد  
فإن  $|R|$  دائماً تكون سالبة.

اعتمدنا على بعض المقدمات  
 (ب) يتم تحديد المقدمات المستقلة المرئيه من خلال ف المتوزع في  $F_{\alpha}$

اختيار  $F$  حيث  $F = F_{\alpha}$  من  $F_{\alpha} = 1 - R_j^2$  وفقاً للتعبئة التالية

$$F_j = \frac{R_j^2}{(1 - R_j^2)(n - k)}$$

$R_j^2 = 1, 2, 3, \dots, k$

حيث  $k = 1, 2, 3, \dots, k$  تمثل صفات المتغير المستقل المتعددين لكل مقدر  $R_j^2$  من المتوزع  $F$  من المقدمات المستقلة المتوزع  $k = 1, 2, 3, \dots, n$

تقدم المثال التالي صفات المتوزع  $F$  من صفات  $R_j^2$  وفقاً للتعبئة التالية

$$R_{1.234}^2 = 1 - (1 - R_{1(234)}^2) \cdot (1 - R_{1(34)}^2) \cdot (1 - R_{1(4)}^2)$$

حيث  $k_{13} = 24$  و  $k_{14} = 23$  تمثل صفات الارتباط الجزئية لاختيار ترتيب المعاملات التالية:

$$H_0: R_{1.23}^2 - k = 0$$

$$H_1: R_{1.23}^2 - k \neq 0$$

تقارن المعاملات التالية

$$F_j > F$$

مما ذلكا

$F$  الكمل عند صفر صفات  $F$  ودرج حرية  $F$  واحدة الى  $(n - k)(k - 1)$  للتعبئة المقام فإن ذلك يعطينا بعضاً من الاختبارات المقدم بين المقدمات المستقلة  $F$  وبين المقدمات المستقلة المتوزع  $k$

$$F_j < F$$

واذا كانت

ما بين صفات  $F$  و  $F_j$  لا يمكن من المقدمات المستقلة و بين المقدمات المستقلة الأخرى، وبالتالي فإن صفات المقدمات المستقلة  $F$  يمكن أن يوجد عند المقدمات المستقلة الأخرى  $F_j$  يعطى صفات المتوزع



(76)

2- لوزن كوكب المتغيرات المتقلبة المتقلبة من هولي عند التقدير  
الكثير، فان ذلك يتوجب ايجازاً (أي) والذو لقيمة ليدوره  
كم عليه معاملات الارتباط البرتبية بين الاثنين من المتغيرات المتقلبة  
وتماثلها ومقال للمعطاة الأولية.

$$Z_{ij}^* = \frac{r_{ij} - 12 - k \sqrt{n-k}}{\sqrt{1 - r_{ij}^2 - 12 - 12 - 12}}$$

صيات  
 $r_{ij} - 12 - k$  تمثل معامل الارتباط البرتبي بين  $X_i$  و  $X_j$  أيضاً، رتبة المتغيرات  
المتقلبة

طرق القياس  $r_{ij} - 12 - k = 0$

طرق القياس  $r_{ij} - 12 - k \neq 0$

(n) حجم العينة

(k) عدد المتغيرات المتقلبة

ثم يتم مقارنة  $Z_{ij}^*$  مع تقريبات الجدولية لدرجة حرية  $(n-k)$   
وإذا كانت

$$Z_{ij}^* > t$$

فذلك يعني ان الارتباط البرتبي بين  $X_i$  و  $X_j$  عشوي

وأيضاً الإحصاء لكافة المتغيرات المتقلبة بواسطة تبين هذا الإحصاءات  
المتقلبة (F-إحصاء) بأنه أفضل من كونه القدر الكفيل، وبذلك  
تكون أكبر من المتغيرات المتقلبة المتقلبة أو أصول مثله  
المتقلبات الكفيل.

على وجه الخصوص، هذا يمثل معامل الارتباط البرتبي بين متغيرين عشويين يتبعان التوزيع التام  
كسواء وصلاً للمعطاة الأولية

$$r_{12-3} = \frac{r_{12} - (r_{13})(r_{23})}{\sqrt{(1 - r_{13}^2)(1 - r_{23}^2)}}$$

تعد هذه الإحصاءات كلاً من وجود المقدار الخطي، حيث  
 يتم مقارنة معامل الانحدار  $R^2$  مع مربع معامل الارتباط بين المتغيرات  
 المستقلة، فإذا كان معامل الانحدار  $R^2$  الأربعة مربع معامل  
 الارتباط بين المتغيرات المستقلة فهذا يعني عدم وجود  
 علاقة القدر الخطي وإن كانت موجودة فهذا لا يؤثر أو يتأثر  
 على قوة التحليل

$$R^2 > r_{x_1 x_2}^2$$

طرق معالجة مشكلة المقدار الخطي

رسم بياني

1- زيادة قوة حجم العينة وذلك بالإنفاق مبالغ كبيرة كافية على مقدرات  
 الظاهرة المرورية، إذ تزداد التقديرات دقة بزيادة عدد البيانات  
 التي تقدم عليها التقدير، نظراً لوجود علاقة وثيقة بين حجم  
 العينة وقوة التباين، فكلما كبر حجم العينة كلما تم الحصول على معلومات  
 إضافية تامة كما يكفيها فهم التباين

2- حذف المتغير المستقل أو المتغير التابع البسيط  
 وهو المتغير في النموذج، وذلك غالباً ما يسبب لهذا العمل  
 مشكلة بحد ذاته، وإذا حذف متغير مستقل فإنه يزيل  
 القدرة التوضيحية للنموذج، كما يزيل المتغير المهم في  
 النموذج كما مما يرفع من احتمال كذب النموذج لذلك الحالة.

3- تحويل المتغير التابع إلى النسب أو الفروقات  
 الصغرى، فقد سبب المثال النموذج التالي

$$Y_i = a + b_1 X_1 + b_2 X_2 + u_i$$

حيث  $Y_i$  هي المتغير التابع المستقل  $X_1$  و  $X_2$  هما المتغيرات المستقلة  
 متغيرات صغرى كالتالي

$$\frac{Y_i}{X_2} = a \frac{1}{X_2} + b_1 \frac{X_1}{X_2} + b_2 + \frac{u_i}{X_2}$$

غير اننا لا نعلم ان المتغيرات الكمية قد لا تتوافق مع افتراض (ك) ان  
 المتغيرات المستقلة هي عشوائية (اي انه لا يمكن التنبؤ  
 بالمتغيرات المستقلة  $\frac{u_i}{x_i}$  صيغته

$$E\left(\frac{u_i}{x_i}\right)^2 = \frac{E(u_i^2)}{x_i^2} = \frac{\sigma^2}{x_i^2} \neq \sigma^2$$

هذا يعني ان التباين في  $\frac{u_i}{x_i}$  هو  $\frac{\sigma^2}{x_i^2}$  اعزى

(4) استخدام أسلوب المربعات المتناهية في السلاسل الزمنية والبيانات

المقطوعة تمثلت استخدام المعادلة المتحركة بواسطة البيانات  
 المقطعية مع العلاقة المعقدة بواسطة السلاسل الزمنية

كانت تستخدم في دراسة العلاقة بين الدخل  
 وبين عدد ساعات العمل والعرضية مع العلاقة بين الدخل

والاستهلاك لنفس الفترة والفترة السابقة السلاسل الزمنية  
 وتعتبر في ذلك، نوع آخر من عينات التكرار المعالية

وهذه التقنيات كلها تدرج في اسمها او طريقة الـ

(Ridge Regression) (طريقة التراجع الكروي)

وهذه الطريقة الكروية  $k$  هي  $k$  المكونات