

TEMA 3: Multiplere regresjon

- ① Overblikk
- ② Tolkning av parametrene
- ③ Den multiple korrelasjonskoeffisient
- ④ Sammenligning av modeller vha. justert R^2
- ⑤ Oppgavesett 3

① Overblikk

$$Y = \underbrace{B_1 + B_2 X_2 + \dots + B_K X_K}_{E(Y | X_2, X_3, \dots, X_K)} + u \quad (\text{pop})$$

$$Y = \underbrace{\hat{Y}}_{\hat{Y}} = b_1 + b_2 X_2 + \dots + b_K X_K + e \quad (\text{utvalg})$$

-> b_1, b_2, \dots, b_K er estimatene til

B_1, B_2, \dots, B_K , som minimerer

$\sum e^2$ (OLS estimering)

$$\rightarrow \bar{e} = \frac{1}{n} \sum e = 0$$

$$\rightarrow \sum e \hat{Y} = 0$$

-> OLS = BLUE

-> $E(u^2) = \sigma^2$ er et mål på
presisjon

→ De klassiske forutsetningene KF1 - KF5 gjelder også for den multiple versjonen, i tillegg til en 6. forutsetning:

KF6: Fravær av eksakt multi-kolinearitet

Eksempler hvor KF6 ikke er oppfylt: $\text{Covr}(x_2, x_4) = 1$ eller -1 ,

$$x_3 = 2 \cdot x_5, \quad x_2 = 0,25 x_3 + 0,75 x_4$$

↳ OLS estimatene er BLUE gitt at KF1 - KF6

→ Tolkningen av parametrene: Må legge til "gitt de andre x 'ene konstante"

→ Mål på foryning: σ^2 , R^2 og justert R^2

→ Sammenligning av modeller vha. justert R^2

② Tolkning av parametrene

Enkel regresjon: $Y = B_1 + B_2 X_2 + u$

B_2 : Gj. snittlig endring i Y ved en
enhets endring i X_2

Multippel regresjon, f. eks.:

$$Y = B_1 + B_2 X_2 + B_3 X_3 + u$$

B_2 : Gj. snittlige endring Y ved en
enhets endring i X_2 , gitt
at X_3 forholder seg konstant

Generelt: At de andre x 'ene
forholder seg konstante

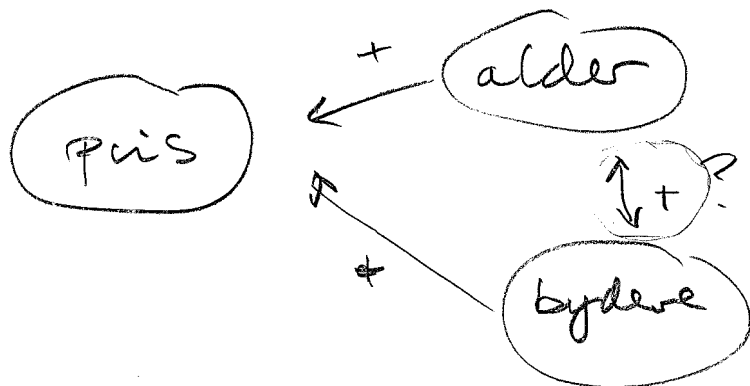
Eksempel (s. 103):

Y = aksjonspris på antikke
klokker

X_2 = alder til klokke

X_3 = antall bydere

Økonomiske hypoteser:



$$\hat{y}_i = \underbrace{-1336,049}_{b_1} + \underbrace{12,7413}_{b_2} X_{2i} + \underbrace{85,7640}_{b_3} X_{3i}$$

Tolkninger:

b_2 : Prisen på auksjonskløkker går i gj. snitt opp 12,74 USD for år eldre en klokke er, gitt at antall bydere holdes konstant

b_3 : Prisen på auksjonskløkker går i gj. snitt opp 85,7640 USD for hver ekstra byder, gitt at alderen til klokka

forholder seg konstant

→ b_1 : Siden b_1 er negativ så er tolkningen konstanten plasserer regresjonslinja slik at den går gjennom hovedtyngden til observasjonene

Dispersjon: En måte å inkludere samspill mellom X_2 og X_3 på er ved å inkludere følgende ledd i regresjonen:

$$b_4 \cdot X_{2i} X_{3i}$$

IEViews: 1. Quick → Estimate Equation

2. Skriv "price c age bidders", hvilket estimerer følgende regresjon

$$Y_i = b_1 + b_2 X_{2i} + b_3 X_{3i} + e_i$$

(3) Den multiple korrelasjonskoeffisienten R^2

$$Y = \underbrace{B_1 + B_2 X_2 + \dots + B_K X_K}_{\text{forklaring}} + u$$

$$Y = \underbrace{b_1 + b_2 X_2 + \dots + b_K X_K}_{\text{forklaring}} + e$$

↑ "feil";
uforklart

→ $E(u^2) = \sigma^2$: Et mål på presisjonen til forklaringen vår

↳ jo lavere σ^2 , jo bedre / mer presis er forklaringen vår

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n-k} \sum e_i^2$$

$$\hat{\sigma} = \sqrt{\hat{\sigma}^2} = \sqrt{\frac{1}{n-k} \sum e_i^2}$$

(utvalgt) estimator på forklaringsfeil

! EViews: $\hat{\sigma}$ oppgis som

"S.E. of regression"

standard error

standardfeilen til regresjonen

→ Problem med $\hat{\sigma}$ er at det ikke er
normert (er ikke begrenset oppad)

↳ R^2 : Den multiple korrelasjons-
koeffisienten

- varierer mellom 0 og 1, hvis 0
så er forklaring ("fit") / fork-
laringsverdi lik null, hvis 1
så er forklaringen / forklaringen
perfekt

1 EViews: $R^2 = R$ -squared

Def. Den multiple korrelasjonskoeffi-
sient R^2 : Andelen av den totale

variasjon i Y som blir forklart

av \hat{Y} :

$R^2 = \frac{ESS}{TSS}$ ← Explained sum of squares
(forklart variasjon)

TSS ← Total sum of squares
(totale variasjon i Y)

hvor $ESS = \sum (y_i - \bar{y})^2$ og hvor
 $TSS = \sum (y_i - \bar{y})^2$.

MERK:

$$TSS = ESS + RSS$$

↑ $\sum e_i^2$

$$R^2 = 1 - \frac{RSS}{TSS} \quad (\text{alternativ måte å beregne } R^2 \text{ på})$$

Eksempel, huspriser i USA (s. 41):

Rente nivået forklarer ca. 63% av variasjonen til huspriser

MERK: S.D. dependent var = $\sqrt{\frac{1}{n-1} \sum (y_i - \bar{y})^2}$

$$TSS = (n-1) \cdot (\text{S.D. dependent var})^2$$

$$= (n-1) \cdot \left[\frac{1}{n-1} \sum (y_i - \bar{y})^2 \right]$$

$$= \sum (y_i - \bar{y})^2$$

④ Sammenligning av modeller om å justert R^2

→ Ved OLS estimering så faller R^2 aldri. Motivasjon for justert R^2 ("adjusted R^2 ")

Def. Justert R^2 : $\bar{R}^2 = 1 - (1 - R^2) \left(\frac{n-1}{n-k} \right)$

\uparrow justert R^2 \uparrow Opprinnelig

Eksempel (s. (1)):

$$R^2 = 0,633161$$

$$n = 112$$

$$k = 2$$

$$\bar{R}^2 = 1 - (1 - 0,633161) \cdot \left(\frac{112-1}{112-2} \right)$$

$$= 0,6289$$

→ Forning: "Goodness-of-fit"

⑤ Oppgaver:

$$1. \quad y_i = \ln(\text{Pris}_i),$$

$$x_2 = \ln(\text{vurdering}_i)$$

\vdots

$$x_5 = \text{Badetrom}_i$$

$$\beta = B$$

$$\hat{\beta} = b$$

$$\hat{u} = e \Leftrightarrow \sum \hat{u}_i^2 = \sum e_i^2$$

$$RSS = \sum e_i^2 = \sum \hat{u}_i^2$$

$$2. \quad y = \ln(q_t)$$

$$R^2 = 1 - \frac{RSS}{TSS} \quad \text{Korrekt svar: } \underline{\underline{A}}$$

5. C

$$6. \quad \text{Value Add}_i = \alpha \cdot \text{Labor}_i^\beta \cdot e^{u_i} \quad B_2$$

$$\Rightarrow \underbrace{\ln(\text{Value Add}_i)}_Y = \underbrace{\ln \alpha}_{B_1} + \beta \cdot \underbrace{\ln(\text{Labor}_i)}_X + u_i$$

$$TSS = \sum_i \left[\ln(\text{Value Add}_i) - \overline{\ln(\text{Value Add})} \right]^2$$

$$\sum (y_i - \bar{y})^2$$

$$= 15,06$$

$$R^2 = 1 - \frac{RSS}{TSS} \leftarrow \begin{array}{l} \sum \hat{u}^2 = 1,54 \\ 15,06 \end{array}$$

$$= 1 - \frac{1,54}{15,06}$$

$$\approx 0,90 \quad (\underline{C})$$

9. $E(b) = B : b$ er forventningsrett