

91,5 p

(A)

Fråga ①

ANSVARNUM: 0051-SYM

Blad ①

1) 2SLS/IV regression: C 3

2) normally distributed: A 3

3): A 3

4): A 3

5): A 3

6): C 3

tot: 18/18

Vi har följande regression:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{1i}^2 + \beta_3 \log X_{2i} + u_i \quad u_i \sim N(0, \sigma^2)$$

Vi har också noterat att u_i är en slumpvariabels varians är beroende av $\log X_{2i} \Rightarrow \sigma_{u_i}^2 = \sigma^2 \times \log X_{2i}$

A) Jag kommer ha samma hypoteser för alla koefficienter.

$$H_0: \beta_j = 0 \quad H_a: \beta_j \neq 0 \quad \alpha = 0,01$$

Detta kommer göra så att teststatistikan blir följande $\frac{\beta_j}{sc(\beta_j)}$ under H_0 ok

och jag kommer förkasta H_0 för respektive koefficient om $t_{obsj} > |t_{\alpha/2}(n-k-1)|$ vilket kritiska värde

är samma för alla och det är $t_{0,005}(296) = 2,576$ ok

$$\beta_0: \frac{5}{0,3} = 16,667 \quad \beta_0 \text{ är statistiskt signifikant skilt från } 0$$

$$\beta_1: \frac{1,4}{0,56} = 2,5 \quad \beta_1 \text{ är inte statistiskt signifikant skilt från } 0$$

$$\beta_2: \frac{-0,125}{0,1} = -1,25 \quad \beta_2 \text{ är inte skilt från } 0$$

$$\beta_3: \frac{6,2}{1,1} = 5,6363 \quad \beta_3 \text{ är skilt från } 0.$$

$$B) \frac{\Delta Y}{\Delta X_1} = \beta_1 - 2\beta_2 X_1$$

$$X^* = \frac{|\beta_1|}{2|\beta_2|} = 5,6 = \frac{1,4}{2 \cdot 0,125}$$

Detta betyder att om vi ändrar X_1 med en enhet så ändras Y beroende på vad vi redan

står i X_1

4) X^* är vändningspunkten, dvs om X_1 ökar efter det kommer Y påverkas negativt.

(Vänd blad)

Fråga ②

Anonymkod: 0051-SYM

Blad: ③

c) eftersom x_2 är i 10% form kommer det se "använda" ut.

$$\Delta y \approx (\beta_3/100) \% \Delta x_2 \text{ Detta betyder att om}$$

x_2 ökar med 1% så kommer y att öka

$$\text{med } \frac{6,2}{100} = 0,062$$

Frågas efter en enhets förändring i x_2 . ③

not: Man skulle möjligen kunna anta att Δy givet Δx_2 också beror på u_i då $\sigma_{u_i}^2 = \sigma^2 \times 109 x_2$.

d) Vi vill prediktera \hat{y} och göra ett prediktionsintervall. Givet $x_1^0 = 4$ $x_2^0 = 30$

Jag kallar det skattade värdet av y för \hat{y}^0

där $\hat{y}^0 = \beta_0 + \beta_1 x_1^0 + \beta_2 x_2^0 + \beta_3 \log x_2^0$ med våra estimerade koefficienter blir det följande:

$$\hat{y}^0 = 5 + 1,4 \cdot 4 - 0,125 \cdot 4^2 + 6,2 \log(30) = 7 - 2 + 21,087 = 26,087$$

$$\hat{y}^0 = 26,087$$

standard avvikelsen för \hat{y}^0 är $\sqrt{[se(\hat{y}^0)]^2 + \sigma^2}$

$$\sigma^2 = 0,25$$

men $se(\hat{y}^0)$ för. man genom att kolla regressionen

y på $(x_{11} = 4), (x_{21} = 2), \dots, (x_{1n} = 4), (x_{2n} = 2)$ när man vill prediktera modellvärdet av y . Då får man $se(\hat{y}^0)$ från intercept, vilket jag kommer använda nu. $se(\hat{y}^0) = 0,13$

$$\sqrt{0,13^2 + 0,25} = \sqrt{0,34} = 0,583$$

eftersom vi ska ha ett 95% intervall kommer jag använda 1,96 (från tabel)

$$26,087 \pm 1,96 \cdot 0,583 = 26,087 \pm 1,14268$$

bra förklara +
tills min miss!

$$(24,94432; 27,22968)$$

③

$$E) \quad \tilde{y} = 2y + 3 = 2(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_1^2 + \beta_3 \log x_2 + u) + 3$$

eftersom att 3 är en konstant så kommer den att ändra på interceptet $\tilde{\beta}_0 = \beta_0 - 3$ blir +

och eftersom att y är multiplicerat med 2 kommer alla β_j också att multipliceras med 2

Förutom β_3 detta eftersom att koefficienter i \log berörs inte av "omskalningar" (detta gäller omskalningar i x -variabeln.)

Varken t eller F värdena kommer att påverkas av detta. OK, bra (2)

$$F) \quad 1 = \text{rätt} \quad 2$$

$$2 = \text{fel} \quad 2$$

$$3 = \text{fel} \quad 2$$

(6)

G) För att lösa problemet med heteroskedastitet

kommer jag använda WLS. Detta eftersom jag vet att $\log x_2$ "ser ut" ($\log x_2$). Det man gör är att multiplicera

alla termer med $\frac{1}{\log x_2}$ även y . Detta leder till att vi kommer

vikta ner de obs som har höga varians. Formellt ser det ut

$$\text{följande: } \min \sum (y_i - \beta_0)^2 / \log x_{2i}$$

$$\text{var}(u|x) = E(u^2|x) \quad [E(u|x)]^2 = E(u^2|x) \quad u^* = \frac{u}{\log x_{2i}}$$

$$E(u^2|x) = E\left[\left(\frac{u_i}{\log x_{2i}}\right)^2 \mid x_i\right] = \frac{E(u_i^2|x_i)}{\log x_{2i}} = \frac{\sigma^2 \log x_{2i}}{\log x_{2i}} = \sigma^2$$

fördel: större effektivitet (3)

tot: 25/30

Fråga ③

Monetary kod: 0051-SYM

Blad ⑤

A)

Det står inte hur "wage" mäts men antas att det är dollar/timme

Vi kan se att det är ett positivt samband för att med samma arbetsgivare ger en högre lön.

Det är signifikant vilket är bra. om man skulle jobba ett år till hos sin arbetsgivare skulle ens lön öka med $0,017 \cdot 100\% = 1,7\%$ dollar/timen. det

är en liten ökning. men R^2 är 0,037

Vilket tyder på att tenure inte förklarar lönen så bra (själv). Sen värderar nog arbetsgivaren "hur bra man utför jobbet" mer än lojalitet.

B)

om man jämför en som jobbat 4 år respektive 7 blir det följande.

Den som har jobbat 3 mer är $\Delta y = (\beta_1 \cdot \Delta x) = 0,013 \cdot 3 = 0,039$

$(0,013 \cdot 100) \cdot 3 = 3,9\%$. Den som jobbat 7 år ökar lönen 3,9% mer i lön.

C)

Ja! det är bra. I verkligheten är det sällan så enkelt att förklara något med endast en variabel. Det blir mer realistiskt med fler variabler.

Genom att inkludera fler variabler kan man lösa problem med bias. Genom att inkludera variabler i modellen "försvinner" de från U.

Det som däremot skulle vara dåligt är att variansen skulle öka med fler variabler (allt lika). Och risk för multicollinearitet finns.

om man vet att det inte finns multicollinearitet så är lite högre varians att föredra än bias.

Fråga ③

Anonym kod: 0051-SYM

Blad: ⑥

D)

Vi har modellen: $\log(\text{wage}) = \beta_0 + \beta_1 \text{exper} + \beta_2 \text{educ} + \beta_3 \text{IQ} + \beta_4 \text{exper} + \beta_5 \text{exper}^2 + \beta_6 \text{age} + u.$

Och vi vill testa om $\beta_3, \beta_4, \beta_5$ är signifikanta tillsammans. Detta gör vi genom ett F-test.

$H_0: \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = 0$ $H_a: H_0$ är inte sann. $\alpha = 0,05$

$$F = \frac{(R_{ur}^2 - R_r^2) / q}{(1 - R_{ur}^2) / (n - k - 1)} \quad \text{ok}$$

$$R_r^2 = 0,092 \quad R_{ur}^2 = 0,097$$

$$q = 3 \quad df = 300 - 6 - 1 = 293$$

$$\text{Kritiskt värde } F_{3, 293}(0,05) = F_{3, 300}(0,05) = 2,6$$

Om $F_{obs} > 2,6$ så förkastas H_0

$$F = \frac{(0,097 - 0,092) / 3}{(1 - 0,097) / 293} = \frac{0,00166667}{0,003819113} = 0,43640.$$

0,43640?

→ något räknefel

Vi kommer inte att förkasta H_0 . Detta betyder att $\beta_3, \beta_4, \beta_5$ inte är signifikanta tillsammans. Detta är logiskt om man tittar på R^2 som är $R^2_{adj}(ur) = 0,078$. $R^2_{adj}(r) = 0,083$. Den mindre modellen är "bättre".

4,5

$$E) t = \frac{\beta_j}{\text{se}(\beta_j)} = \frac{0,198}{0,051} = 3,88235 \quad H_0: \beta_j = 0 \quad H_a: \beta_j \neq 0$$

Vi ser för olika signifikansgrader.

$$\alpha = 0,05 \quad df = 300 - 10 - 1 = 289 \quad t_{0,025}(289) = 1,96$$

$$\alpha = 0,01 \quad t_{0,005}(289) = 2,576$$

Vi ser att t bara är signifikant till och med på 1% nivå.

Det som bor i ett urbant område tjänar

$$\% \Delta Y = 100 \times 0,198 = 19,8\% \quad \text{mer i snitt i 100.}$$

För en given nivå av educ, exper, IQ, etc.

3

Fråga ③

Anonymkod: 0051-5YM

Blad ⑦

$$F) H_0: \beta_{10} = 0,15 \quad H_a: \beta_{10} > 0,15 \quad \alpha = 0,05$$

$$\beta_{10} = 0,260 \quad \text{SE}(\beta_{10}) = 0,072$$

$$t = \frac{0,26 - 0,15}{0,072} \quad \text{givet } H_0 \Rightarrow \frac{0,11}{0,072} = \underline{1,527778}$$

Vi förkastar för stora värden.

$$t_{0,05}(289) = 1,64$$

Vi kommer inte förkastar ^{H₀} då $1,527778 < 1,64$

Detta betyder att vi kan inte avsluta att den verkliga effekten av β_{10} är 0,15

Den genomsnittliga öleningen för gifta skulle kunna vara 15 %.

⑤

tot: 25,5 / 27

A)

som det står i texten är variabeln "mkids" korrelerad med slumpvariabeln. $\text{Corr}(x_1, u) \neq 0$. Detta är inte bra då vi får bias estimatorer.

Då använder man i detta fall två "instrument" variabler.

$Z_1 = \text{boyboy}$ och $Z_2 = \text{girlgirl}$. och för att de ska

vara bra IVs så ska $\text{Corr}(Z_1, u) = \text{Corr}(Z_2, u) = 0$

och $\text{Corr}(Z_1, x_1) \neq 0$ samt $\text{Corr}(Z_2, x_1) \neq 0$ man vill ha så hög corr som möjligt.

Man är i synnerhet ute efter folk med mer än 2 barn och om man har fått 2 barn är samma kön så

vill man nog ha ett till och hoppas det inte harsamma kön som de andra.

Och man kan också anta att eftersom "mkids" går efter antal barn medan våra IVs går efter kön att de inte heller är korrelerade med u.

Intuitivt bra IVs om man skulle anta att

MLR 1-6 utom 4 är uppfyllt så kan man ändå estimerat koefficienterna konsistenta.

B) JA! instrument relevans är att koefficienterna på våra IVs när man kör regressionen

"mkids" på alla exogenes variabler ska vara signifikanta.

Vi kan se i "reduced regression" följande

0,079 ^{xxx}	0,059 ^{xxx}
(0,003)	(0,003)
girlgirl	boyboy

och eftersom att de har

3 stjärnor respektive är

deras p-värde < 0,01 elltså

är de signifikanta på 1% nivå.

och faktiskt har relevans att förklara "mkids"

c) JA! Vi kan testa det i detta fall då vi har en "över identifierad" model.

För att testa om $\text{corr}(z_j; x_i) = 0$ så ska

vi göra två separata "reduced" regressioner, ex. om vi har en endogen variabel och 2 instrument.

$$x_1 = \pi_0 + \pi_1 z_1 + \gamma_1 \quad \text{och} \quad x_1 = \tilde{\pi}_0 + \tilde{\pi}_1 z_2 + \gamma_2$$

Och i dessa två regressioner jämför vi ser vilken koefficient β för x_1 får. Om det till exempel har olika tecken eller bara skiljer sig åt mycket kan vi anta att någon av z_1 eller z_2 är correlated med ϵ . Sätt att alla andra antaganden är uppfyllda. (5)

d) Jag skulle inte säga att de praktiskt skilja.

ZSLS: -0,119 och OLS: -0,129. Skillnaden på dessa är endast 0,01. Detta betyder alltså att om vi skulle använda ZSLS så skulle en kvinna ha 1% högre chans att vara med i arbetskraften. Om det var runt 10% skillnad skulle jag nog reagera. (5)

Om skillnaden är statistiskt signifikant olika alltså $H_0: \beta_{OLS} - \beta_{ZSLS} = 0$ $H_a: \beta_{OLS} - \beta_{ZSLS} \neq 0$ det finns ingen statistisk skillnad heller.

om vi tar hela USAs befolkning så är den ändå ganska många kritiker det handlar om.

~~Att...~~

Fråga (4)

Anonymkod. 0051-SYM

Blad: (10)

E) När man kör 2SLS "reduced regression" så kör man den variablen som är endogen på alla exogena variabler plus instrument variablerna. Vi vill ha effekten av X på Y men tyvärr så är $\text{Cov}(X, U) \neq 0$.

Om vi då kör $X = \pi_1 Z_1 + \pi_2 Z_2 \dots + \pi_k Z_k$ där alla Z är exogena så kommer

\hat{X} att vara exogen och innehålla sämsvaret info

om X som möjligt. När vi sen kör Y på \hat{X}

så får vi den exogena effekten av X .

~~4~~ (3)

bt: 23/25

+ att $\hat{\beta}_{2SLS}$ kan bli inkonsistent annars.