

"z sei ein geeignetes Instrument", d.h. z erfüllt ins besondere die folgenden Annahmen:

1. Annahme $\text{Cov}(z, \epsilon) = 0$

↳ unkorreliert, z ist exogene Var.

↳ Annahme muss durch theoretisch begründet werden, kann nicht getestet werden (wegen ϵ)

2. Annahme $\text{Cov}(z, X) \neq 0$

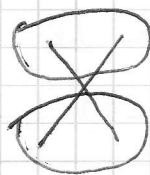
↳ korreliert und möglichst hoch, da wir mit z einen Teil von X erklären wollen

↳ Annahme kann getestet werden mittels OLS-Regression (Einfach-Regression)

Einfach-Regression:

Situation wahr: $X \rightarrow Y$
 Problem: $\downarrow$
 korreliert ϵ

Idee:



→ gesunder Teil, der mit z korreliert, aber nicht mit ϵ wird genutzt

→ "fauler" Teil, der mit ϵ korreliert ist, wird abgeschnitten

Situation nachher:
 hoch korreliert

$X \leftrightarrow Z \rightarrow Y$
 Problem wird unwichtig
 nicht korreliert ϵ

formale Umsetzung durch 2 malige OLS - Anwendung:

Ausgangsmodell: $Y = \beta_0 + \beta_1 X + \epsilon$ z sei Instrument für X

1. OLS - Regression: $X = \pi_0 + \pi_1 \cdot z + v$

Schätzung ergibt $x^* = \hat{\pi}_0 + \hat{\pi}_1 \cdot z$

außerdem Signifikanztest von z bzw. π_1 mittels t -Test überprüfen,
d. h. teste $H_0: \pi_1 = 0$

π_1 muss signifikant von Null verschieden sein, damit Annahme 2 erfüllt ist.

2. OLS-Regression $y = \beta_0 + \beta_1 x^* + \epsilon$

nochmals schätzen $\hat{y} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x^*$

diese Gleichung ist um den endogenen Teil von x bereinigt, es ist nur noch der "gesunde" Teil enthalten.

Warum $H_0: \pi_1 = 0$ testen. Erst wenn $\pi_1 \neq 0$ ist, gilt Annahme 2.

$$\text{Def: } \pi_1 = \frac{\text{Cov}(z, x)}{\text{Var } z}$$

$$\text{Cov}(z, y) = \text{Cov}(z, \beta_0 + \beta_1 x + \epsilon)$$

$$= \beta_1 \underbrace{\text{Cov}(z, x)}_{\neq 0 \text{ nach Annahme 2}} + \underbrace{\text{Cov}(z, \epsilon)}_{= 0 \text{ nach Annahme 1}}$$

$$\Leftrightarrow \beta_1 = \frac{\text{Cov}(z, y)}{\text{Cov}(z, x)} \quad \text{um dieses } \beta_1 \text{ zu schätzen benutzen wir analog den IV-Schätzer für } \beta_1:$$

$$\hat{\beta}_{1, IV} = \frac{\widehat{\text{Cov}}(z, y)}{\widehat{\text{Cov}}(z, x)} = \frac{\frac{1}{n-1} \sum (z_i - \bar{z})(y_i - \bar{y})}{\frac{1}{n-1} \sum (z_i - \bar{z})(x_i - \bar{x})}$$

$$\hat{\beta}_{0, IV} = \bar{y} - \hat{\beta}_{1, IV} \bar{x}$$

Man erkennt: Die Formel für $\hat{\beta}_{1, IV}$ (also IV-Schätzer) ergibt mit $z = x$ den OLS-Schätzer für β_1 .

$$\hat{\beta}_1 = \frac{\frac{1}{n-1} \sum (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\frac{1}{n-1} \sum (x_i - \bar{x})^2} = \frac{\text{Cov}(x, y)}{\text{Var}(x)} = \hat{\beta}_{OLS}$$

Um Konsistenz zu zeigen, betrachten wir wieder das W'Reib limit:

$$p \lim(\hat{\beta}_1) = p \lim \frac{\widehat{\text{Cov}}(z, y)}{\widehat{\text{Cov}}(z, x)}$$

$$= \frac{\rho \cdot \lim \widehat{\text{cov}}(z, y)}{\rho \cdot \lim \widehat{\text{cov}}(z, x)}$$

$$= \frac{\rho \cdot \lim \frac{1}{n-1} \sum (z_i - \bar{z})(y_i - \bar{y})}{\rho \cdot \lim \frac{1}{n-1} \sum (z_i - \bar{z})(x_i - \bar{x})}$$

vgl. ü 7

Satz der großen Zahlen:

$$\bar{z} \rightarrow E[z] \quad \Rightarrow \quad = \frac{\text{cov}(z, y)}{\text{cov}(z, x)} = \beta_1$$

Aufg 61

a) Begründung für Korrelation zwischen Kurs und ϵ :

Es ist bekannt, dass der sozioökonomische Hintergrund einen Einfluss auf die Studienleistung hat.

In ϵ kann z.B. das Familieneinkommen, Bildungsgrad der Eltern enthalten sein, welches einen positiven Effekt auf Punkte hat und wahrscheinlich mit der Kursteilnahme korreliert ist.

b) ^{Einkommen} Kurs als IV-Schätzer geeignet?

↳ Annahme 2: $\text{cov}(\text{Einkommen}, \text{Kurs}) \neq 0 \quad \checkmark$

↳ Annahme 1: $\text{cov}(\text{Einkommen}, \epsilon) = 0 \quad \nabla \quad \text{siehe a)}$

⇒ ^{Einkommen} Kurs nicht als IV-Schätzer geeignet.

c) Definiere Dummy-Variable Stipendium, mit Stipendium = 1, dann Gebühren erlassen, sonst 0

→ Wegen rein zufälliger Vergabe der Stipendien, muss gelten:

$$\text{cov}(\text{Stipendium}, \epsilon) = 0$$

→ Außerdem sollte $\text{cov}(\text{Stipendium}, \text{Kurs}) \neq 0$ gelten

⇒ zufällige Vergabe von Stipendien ein IV für Kurs

Aufg 62

a) Kontrolliere: Familieneinkommen, Bildungsabschluss der Eltern...

b) Modell: $\text{Punkte} = \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{Lyzeum} + \beta_2 \cdot \text{Fam. Einkommen} + \beta_3 \cdot \text{Vater Ausb.} + \beta_4 \cdot \text{Mutter Ausb.} + \epsilon$

c) $\text{Cov}(E, \text{Lyzeum}) = 0?$

↳ theoretische Begründung: Eltern, die hochmotiviert sind und ihre Töchter beim Schulabschluss unterstützen wollen, könnten eher dazu geneigt sein ihre Töchter an einem Mädchen-gymnasium anzumelden

⇒ Cor zwischen E und Lyzeum wahrscheinlich!

d) Anz MG sei die Anzahl der Mädchen gymnasien im Umkreis von 30 km.

Wenn Anz MG eine gültige IV für Lyzeum sein soll, müssen die beiden Annahmen erfüllt sein:

1) $\text{Cov}(\text{Anz MG}, E) = 0$

2) $\text{Cov}(\text{Anz MG}, \text{Lyzeum}) \neq 0$

zu 2) Mit steigender Anzahl von Mädchen gymnasien wird es für Mädchen wahrscheinlicher ein solches zu besuchen

⇒ Ann 2 ✓

zu 1) problematischer:

Einige Regionen können den Durchschnitt bessere Schulergebnisse aus Gründen haben, die nicht mit dem Familieneinkommen / Ausbildung der Eltern zusammen hängen.

⇒ theoretische Begründung von Annahme 1 anzweifeln

Aufg 63

a) Begründe $\text{Cov}(PC, C) \neq 0$:

↳ im E wird wahrscheinlich das Familieneinkommen enthalten sein

b) Einkommen als Instrument für PC geeignet?

2. Annahme ✓ (höheres Einkommen macht Besitz wahrscheinlicher)

1. Annahme $\text{Cov}(\text{Einkommen}, E) = 0$, ist wahrscheinlich nicht erfüllt, da das höhere Einkommen mit anderen sozioökonomischen Faktoren, die weiterhin in E sind,

homosked ist $\checkmark$

$\Rightarrow$ Einkommen ist nicht als IV für PC geeignet

c) Gutshain als IV für PC geeignet?

1. Annahme: $\text{Cor}(\text{Gutshain}, \varepsilon) = 0$, ist erfüllt, da der Gutshain rein zufällig vergeben wurde

2. Annahme: $\text{Cor}(\text{Gutshain}, \text{PC}) \neq 0$, ist testbar:

Studenten, die einen Gutshain für einen geschenkten PC bekommen, werden diesen annehmen

$\rightarrow$ 2. Ann. erfüllt

$\Rightarrow$ Gutshain ist IV für PC

Aufg 64

sibs $\hat{=}$ siblings = Anzahl der Geschwister

a) OLS-Regression von $\ln(\text{wage})$ auf sibs ergibt mittels

R-Projekt:

$$\ln(\text{wage}) = 6,961 - 0,0279 \cdot \text{sibs}$$

$$(0,022) \quad (0,0059)$$

$$n = 935 \quad R^2 = 0,023$$

Wenn ein Geschwisterkind c.p. hinzu kommt, verringert sich der Lohn um ca. 2,5%.

Die t-Statistik ist $\frac{-0,0279}{0,0059} = -4,728$ und somit hoch signifikant

$\Rightarrow \beta_1$ ist von Null verschieden

IV-Regression von $\ln(\text{wage})$ auf educ, wobei wir sibs als Instrument für educ benutzen:

$$\ln(\text{wage}) = 5,1130 + 0,122 \cdot \text{educ}$$

$$(0,355) \quad (0,026)$$

$$n = 935 \quad R^2 < 0$$

Dies zeigt, dass c.p. ein weiteres Jahr Bildung zu einem höheren Gehalt von 12,2% führt.

b) Begründe $\text{Cor}(\text{educ}, \text{brthord}) < 0$:

Es könnte sein, dass ältere Kinder bevorzugt Zugang zu höherer Bildung bekommen und Familien aufgrund begrenzter Mittel später geborene Kinder weniger Bildg. finanzieren können.

Einfach Regression von educ auf brthord mit R

$$\hat{\text{educ}} = 14,15 - 0,283 \cdot \text{brthord}$$

$$(0,13) \quad (0,046)$$

Man erkennt, dass bei Erhöhg. von brthord um eine Einheit, die Ausbildungszeit um ca. 0,283 Jahre sinkt.