

Lista 4

Econometria

Diogo Wolff Surdi

June 20, 2020

Questão 1

Temos por propriedade do somatório que:

$$\sum_{i=1}^n (z_i - \bar{z})(x_i - \bar{x}) = \sum_{i=1}^n z_i(x_i - \bar{x})$$

Sendo que vale a mesma transformação para y . Temos então a fórmula:

$$\sum_{i=1}^n z_i(y_i - \bar{y}) = \sum_{i=1}^n z_i y_i - \left(\sum_{i=1}^n z_i \right) \bar{y}$$

Note que o primeiro termo será a média de observações de y tais que $z_i = 1$ multiplicada pelo número de vezes que isso ocorre, enquanto o segundo será a média de y multiplicada por esse mesmo número. Chamando tal média condicional de \bar{y}_1 e o número de ocorrências de n_1 temos:

$$\sum_{i=1}^n z_i(y_i - \bar{y}) = n_1 \bar{y}_1 - n_1 \bar{y}$$

Seja n_0 o número de observações de $z = 0$; então, devemos ter $n_0 + n_1 = n$, e podemos escrever \bar{y} como:

$$\bar{y} = \frac{n_0}{n} \bar{y}_0 + \frac{n_1}{n} \bar{y}_1$$

Com isso:

$$\bar{y}_1 - \bar{y} = \left[\frac{n - n_1}{n} \right] \bar{y}_1 - \frac{n_0}{n} \bar{y}_0 = \frac{n_0}{n} (\bar{y}_1 - \bar{y}_0)$$

E encontramos então que:

$$n_1 \bar{y}_1 - n_1 \bar{y} = n_1 (\bar{y}_1 - \bar{y}) = \frac{n_1 n_0}{n} (\bar{y}_1 - \bar{y}_0)$$

O mesmo vale para x , logo temos que:

$$\hat{\beta}_1 = \frac{\bar{y}_1 - \bar{y}_0}{\bar{x}_1 - \bar{x}_0}$$

Questão 2

(a)

Existem diversos fatores que não estão presentes na equação mas que podem afetar o salário mínimo, como previsões de atividade econômica, logo há correlação entre ele e o erro da regressão.

(b)

O salário mínimo federal deve ser mais robusto do que o estadual, logo a performance nacional (contabilizada através do PIB) já deve tomar boa parte da possível correlação com o erro. Com isso, acredito que ele não estaria correlacionado.

(c)

Devido à regra, aumentos no salário mínimo estadual devem seguir de algum modo os aumentos do salário mínimo federal. Como deduzimos que esse último não é correlacionado com o erro, então ele será uma boa variável instrumental.

Questão 3

(a)

Temos a equação do livro:

$$plim \hat{\beta}_1 = \beta_1 + \frac{Corr(z, u) \sigma_u}{Corr(z, x) \sigma_x}$$

Com isso, um simples cálculo encontra que o viés será de 0.5.

(b)

Da segunda equação dada na questão, temos que a correlação entre x e u precisaria ser maior do que $\frac{1}{2}$ para o viés de MQO superar o viés de MQ2E.

Questão 4

(a)

A equação se torna então:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1(x_t - e_t) + u_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + u_t - \beta_1 e_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + v_t$$

Como e_t e x_t^* não são correlacionados, temos $\mathbb{E}[x_t e_t] = \mathbb{E}[(x_t^* + e_t)e_t] = \mathbb{E}[(e_t^2)] = \sigma_e^2$. Temos então que $Cov(x_t, v_t) = Cov(x_t, u_t) - \beta_1 Cov(x_t, e_t) = -\beta_1 \sigma_e^2 < 0$ para $\beta_1 > 0$.

(b)

Por hipótese, temos que $\mathbb{E}[x_{t-1}^* u_t] = \mathbb{E}[e_{t-1} u_t] = \mathbb{E}[e_{t-1} e_t] = 0$, logo $\mathbb{E}[x_{t-1} u_t] = \mathbb{E}[x_{t-1} e_t] = 0$. Com isso, temos $\mathbb{E}[x_{t-1} v_t] = \mathbb{E}[x_{t-1} u_t] - \beta_1 \mathbb{E}[x_{t-1} e_t] = 0$.

(c)

É possível (e provável) que as variáveis sejam correlacionadas, dado que variáveis econômicas tendem a crescer.

(d)

Deveríamos tomar x_{t-1} como variável instrumental para x_t .

Questão 5

(a)

```
library(foreign)
dados <- read.dta('(...) / wage2.dta')
```

```
> lm(log(wage) ~ sibs, dados)
```

Call:

```
lm(formula = log(wage) ~ sibs, data = dados)
```

Coefficients:

```
(Intercept)          sibs
  6.8611         -0.0279
```

A regressão diz que um irmão a mais causa uma queda de 2.8% no salário.

(b)

Como são as mais velhas, crianças que vieram primeiro podem acabar tendo maior prioridade para ensino superior, além de que com mais filhos a restrição orçamentária das famílias fica mais apertada.

```
> lm(educ ~ brthord, dados)
```

Call:

```
lm(formula = educ ~ brthord, data = dados)
```

Coefficients:

```
(Intercept)      brthord
 14.1494        -0.2826
```

(c)

```
> summary(lm(educ ~ sibs + brthord, dados))
```

Call:

```
lm(formula = educ ~ sibs + brthord, data = dados)
```

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-5.1438	-1.6854	-0.6852	2.0090	5.9950

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	14.29650	0.13329	107.260	< 2e-16 ***
sibs	-0.15287	0.03987	-3.834	0.000135 ***
brthord	-0.15267	0.05708	-2.675	0.007619 **

A estatística t é de -2.675, logo rejeitamos a hipótese de $\pi_2 = 0$ e as hipóteses de identificação são válidas.

(d)

```
> summary(ivreg(log(wage) ~ educ + sibs | brthord + sibs, data = dados))
```

Call:

```
ivreg(formula = log(wage) ~ educ + sibs | brthord + sibs, data = dados)
```

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-1.84808	-0.26227	0.03841	0.29901	1.30836

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	4.938528	1.055690	4.678	3.37e-06 ***
educ	0.136994	0.074681	1.834	0.0669 .
sibs	0.002111	0.017372	0.122	0.9033

(e)

```
educhat <- fitted(lm(educ ~ sibs + brthord, dados))
```

```
completeFun <- function(data, desiredCols) {  
  completeVec <- complete.cases(data[, desiredCols])  
  return(data[completeVec, ])  
}
```

```
validos <- completeFun(dados, "brthord")
```

```
> cor(teste , validos$sibs)
[1] -0.9294818
```

A correlação negativa é bem forte, indicando um problema de multicolinearidade.

Questão 6

(a)

```
lm(i3 ~ inf , dados[-1, ])
```

Call:

```
lm(formula = i3 ~ inf , data = dados[-1, ])
```

Coefficients:

```
(Intercept)          inf
2.3208      0.6981
```

(b)

```
library(AER)
```

```
> ivreg(i3 ~ inf | inf_1, data = dados)
```

Call:

```
ivreg(formula = i3 ~ inf | inf_1, data = dados)
```

Coefficients:

```
(Intercept)          inf
1.5426      0.9025
```

Com a nova regressão, o coeficiente em relação à inflação não é estatisticamente diferente de 1, logo um aumento na inflação poderia levar a um aumento de igual magnitude na taxa de juros.

(c)

```
> lm(ci3 ~ cinf , dados)
```

Call:

```
lm(formula = ci3 ~ cinf , data = dados)
```

Coefficients:

```
(Intercept)          cinf
0.02296      0.22118
```

A estimativa é muito menor.

(d)

```
atual <- dados$cinf[3:56]  
passado <- dados$cinf[2:55]
```

```
> lm(atual ~ passado)
```

Call:

```
lm(formula = atual ~ passado)
```

Coefficients:

```
(Intercept)      passado  
0.06358      -0.01028
```

O coeficiente é quase nulo, logo há pouca correlação entre os dois e não podemos utilizar como variável instrumental.