

Пример 11

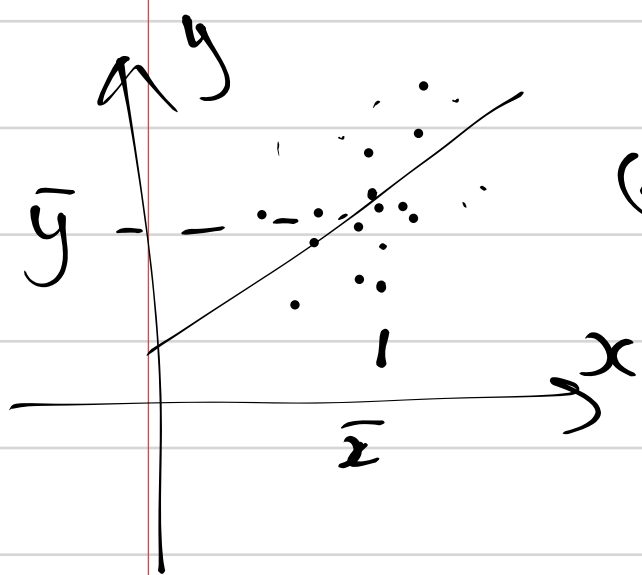
Верно ли / неверно ли?

при $n \gg 0$ находятся границы
доверительные интервалы.

$$y_i = \beta_1 + \beta_2 \cdot x_i + u_i$$

$$\hat{y}_i = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 \cdot x_i$$

по вер-х предположение:



$$(A) \quad \hat{\beta}_2 = \frac{s\text{cov}(x, y)}{s\text{var}(x)} = \frac{\sum (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sum (x_i - \bar{x})^2}$$
$$\hat{\beta}_1 = \bar{y} - \hat{\beta}_2 \cdot \bar{x}$$

Предположения

1. Выборка — случайная:

кажд i и кажд j не зависимы

кажд i и кажд j одинаков. распр.

u_i и x_i
незав

$$x_5 \sim x_6$$
$$x_5 \not\sim u_{10} \quad u_7 \sim u_{10}$$

$$2. y_i = \beta_1 + \beta_2 \cdot x_i + u_i$$

распр. с м.н.к

$$\hat{y}_i = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 \cdot x_i$$

$$\Rightarrow \begin{cases} \hat{\beta}_2 = \dots \\ \hat{\beta}_1 = \dots \end{cases}$$

$$3. E(u_i | x_i) = 0 \quad \text{экзогенность}$$

[4] homoskedasticity $\text{Var}(u_i | x_i) = \sigma^2$
без 4-ой предп-ки $\Rightarrow \text{Var}(u_i | x_i) = h(x_i)$
(A) y_i - раск i -й сими на оцурт
 x_i - число человек в i -ой сими

классика: $\text{Var}(u_i | x_i) = \sigma^2$

ксеро классика: $\text{Var}(u_i | x_i) = h(x_i)$

гип

$$E(\underbrace{x_i^2}_{\text{известная}} + u_i | x_i) = x_i^2 + E(u_i | x_i)$$

известная $E(u_i | x_i)$.

$$E(x_i \cdot u_i | x_i) = x_i \cdot E(u_i | x_i)$$

$$\text{Var}(x_i + u_i | x_i) \stackrel{?}{=} \text{Var}(u_i | x_i)$$

$$\text{Var}(x_i \cdot u_i | x_i) \stackrel{?}{=} x_i^2 \cdot \text{Var}(u_i | x_i)$$

$$\hat{\beta}_2 = \frac{\sum (x_i - \bar{x}) \cdot (y_i - \bar{y})}{\sum (x_i - \bar{x})^2} \quad \leftarrow \text{в учебе гр. М. Гангу}$$

настоящая условная дисперсия

вектор $x = \begin{pmatrix} x_1 \\ \vdots \\ x_n \end{pmatrix}$

$$\text{Var}(\hat{\beta}_2 | x_1, \dots, x_n) = \text{Var}\left(\frac{\sum (x_i - \bar{x}) \cdot y_i}{\sum (x_i - \bar{x})^2} \mid x\right) =$$

$\sigma^2 = \text{Var}(u_i | x_i)$
не знаем!

$$= \left(\frac{1}{\sum (x_i - \bar{x})^2} \right)^2 \cdot \text{Var}\left((x_1 - \bar{x}) \cdot y_1 + (x_2 - \bar{x}) \cdot y_2 + \dots \mid x\right) =$$

$$\stackrel{\text{по теор.}}{=} \left(\frac{1}{\sum (x_i - \bar{x})^2} \right)^2 \cdot \left[\text{Var}\left(\underbrace{(x_1 - \bar{x}) y_1}_{\text{}} \mid x\right) + \text{Var}\left(\underbrace{(x_2 - \bar{x}) y_2}_{\text{}} \mid x\right) + \dots \right]$$

$$= \left(\frac{1}{\sum (x_i - \bar{x})^2} \right)^2 \cdot \left(\sum (x_i - \bar{x})^2 \cdot \text{Var}(y_i | x) \right) =$$

$$= \left(\frac{1}{\sum (x_i - \bar{x})^2} \right)^2 \cdot \left(\sum (x_i - \bar{x})^2 \cdot \text{Var}(\underbrace{\beta_1 + \beta_2 x_i + u_i}_{\text{ошибка}} \mid x) \right) =$$

$$= \left(\frac{1}{\sum (x_i - \bar{x})^2} \right)^2 \cdot \sum (x_i - \bar{x})^2 \cdot \text{Var}(u_i | x) =$$

$$= \frac{\sum (x_i - \bar{x})^2 \cdot h(x_i)}{(\sum (x_i - \bar{x})^2)^2} \quad \text{гип} \quad \left[y_i: \text{ошибка} \right]$$

$$\hat{\sigma}_2^2 = \frac{\sum (x_i - \bar{x})^2}{\sum (x_i - \bar{x})^2}$$

Угол:

$$\text{Var}(\hat{\beta}_2 | x) = \frac{\sum (x_i - \bar{x})^2 \cdot h(x_i)}{(\sum (x_i - \bar{x})^2)^2} = \frac{\sigma^2}{\sum (x_i - \bar{x})^2}$$

не можем посчитать точно!

как оценить эти неизвестные кон-ты?

полное: $\hat{\sigma}^2 = \frac{RSS}{n-k}$ n - число наблюдений
k - число параметров

в парной: β_1, β_2 : $\hat{\sigma}^2 = \frac{RSS}{n-2}$ да

много способов

чтобы убедиться: (HCO, HCl, H2...)

$$h_{HCO} = \hat{u}_i^2$$

$$u_i = y_i - \hat{y}_i$$

$$h_i = \text{Var}(u_i | x)$$

корр:

$$\begin{aligned} \rightarrow \text{хочу МНК + полное} & \quad \hat{\text{Var}}(\hat{\beta}_2 | x) \left\{ \begin{array}{l} \hat{\beta}_2 \cdot CI \\ \text{или} \\ \hat{\beta}_2 \cdot CI \end{array} \right. \\ \rightarrow \text{хочу МНК + HCO} & \quad \hat{\text{Var}}_{HCO}(\hat{\beta}_2 | x) \end{aligned}$$

по дефолту: $\text{хочу МНК} \rightarrow \text{хочу МНК + полное}$
 $\hat{\text{Var}}(\hat{\beta}_2 | x)$

Yup $n = 3000$ (asy CI)

y	x	число наблюд
2	1	1000
1	2	1000
3	3	1000

$$y = \begin{bmatrix} 2 \\ 2 \\ 2 \\ 1 \\ 1 \\ 1 \\ 1 \\ 3 \\ 3 \\ 3 \\ 3 \\ 3 \\ 3 \end{bmatrix}$$

1000 наблюд
1000 наблюд
1000 наблюд

a) $\bar{y}, \bar{x}, X^T X, X^T y$
 $\hat{\beta}_2, \hat{\beta}_1$ — скалярно
 — матрично

5 мин

b) RSS, TSS, ESS, R^2

в) $\hat{Var}(\hat{\beta}_2 | x)$ $\hat{Var}_{HCO}(\hat{\beta}_2 | x)$

г) asy CI — для помощи
 — для проверки.

г) $Var(\hat{\beta}_1 | x)$
 е) сделать
 б и з для $\hat{\beta}_1$

$$\bar{x} = 2, \bar{y} = 2, \hat{\beta}_2 = \frac{\sum (x_i - \bar{x}) \cdot y_i}{\sum (x_i - \bar{x})^2} \leftarrow 1000 \text{ рублей}$$

$$= \frac{(1-2) \cdot 2 + (2-2) \cdot 1 + (3-2) \cdot 3}{(1-2)^2 + (2-2)^2 + (3-2)^2} = \frac{1}{2} = 0.5 \leftarrow 1000 \text{ рублей}$$

$$\hat{\beta}_1 = \bar{y} - \hat{\beta}_2 \cdot \bar{x} = 2 - 0.5 \cdot 2 = 1$$

$$X = \begin{bmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \\ \vdots \\ 1 \end{bmatrix}$$

3000x2

$$X^T = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & 1 & 2 & 2 & 2 & 2 & 3 & 3 & 3 \end{bmatrix}$$

$$X^T X = \begin{bmatrix} 3000 & 6000 \\ 6000 & 14000 \end{bmatrix}$$

$$y = \begin{bmatrix} 2 \\ 2 \\ 2 \\ \vdots \\ 3 \\ 3 \\ 3 \end{bmatrix}$$

$$X^T y = \begin{bmatrix} 6000 \\ 13000 \end{bmatrix}$$

$$\hat{\beta} = \begin{bmatrix} 3000 & 6000 \\ 6000 & 14000 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} 6000 \\ 13000 \end{bmatrix}$$

1000⁻¹ 1000

$$= \begin{bmatrix} 3 & 6 \\ 6 & 14 \end{bmatrix}^{-1} \cdot \begin{bmatrix} 6 \\ 13 \end{bmatrix} = \frac{1}{3 \cdot 14 - 6^2} \begin{bmatrix} 14 & -6 \\ -6 & 3 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} 6 \\ 13 \end{bmatrix} =$$

$$= \frac{1}{6} \cdot \begin{bmatrix} 14 & -6 \\ -6 & 3 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 6 \\ 13 \end{bmatrix} = \frac{1}{6} \begin{pmatrix} 14 \cdot 6 - 6 \cdot 13 \\ -6 \cdot 6 + 3 \cdot 13 \end{pmatrix} =$$

$$= \begin{bmatrix} 1 \\ 0.5 \end{bmatrix} = \hat{\beta}$$

каждому i
 $\times 1000$
 градусов:

$$\hat{y}_i = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 x_i = 1 + 0.5 x_i$$

y	x	\hat{y}	\hat{u}	$(x_i - \bar{x})^2 \cdot \hat{u}_i^2$	$\hat{u}_i = y_i - \hat{y}_i$
2	1	1.5	0.5	0.25	
1	2	2	-1	0	
3	3	2.5	0.5	0.25	

$$RSS = \sum \hat{u}_i^2 = \sum (y_i - \hat{y}_i)^2 = (0.5^2 + (-1)^2 + 0.5^2) \times 1000 = 1500$$

$$TSS = \sum (y_i - \bar{y})^2 = 1000 \times [(2-2)^2 + (1-2)^2 + (3-2)^2] = 2000$$

$$ESS = TSS - RSS = 500$$

$$R^2 = \frac{ESS}{TSS} = \frac{1}{4}$$

интерес: $\widehat{Var}_{H0}(\hat{\beta}_2 | x) = \frac{\sum (x_i - \bar{x})^2 \cdot \hat{u}_i^2}{(\sum (x_i - \bar{x})^2)^2} =$

$$= \frac{(0.25 + 0 + 0.25) \cdot 1000}{((1-2)^2 + (2-2)^2 + (3-2)^2 \times 1000)^2} =$$

$$= \frac{0.5}{2 \cdot 1000} = \frac{1}{4000}$$

получаем $\widehat{Var}(\hat{\beta}_2 | x) = \frac{1500 / (3000 - 2)}{2 \cdot 1000} \approx$

$$= \frac{3}{4 \cdot 2998} \approx \frac{1}{4000}$$

НКО потер CI

азы $\left[0.5 - 1.96 \cdot \sqrt{\frac{1}{4000}} ; 0.5 + 1.96 \sqrt{\frac{1}{4000}} \right]$

получаем. $\left[0.5 - 1.96 \sqrt{\frac{3}{4 \cdot 2998}} ; 0.5 + 1.96 \sqrt{\frac{3}{4 \cdot 2998}} \right]$

9/3

① Выведите удобную ф-лу для $\hat{\beta}_1$

$$\hat{\beta}_1 = \bar{y} - \hat{\beta}_2 \bar{x} \quad \text{верная}$$

зав

$$\hat{\beta}_1 = \frac{\sum x_i \cdot y_i}{n}$$

?
только x

по окончанию

$$\hat{\beta}_2 = \frac{\sum (x_i - \bar{x}) \cdot y_i}{\sum (x_i - \bar{x})^2}$$

② $\text{Var}(\hat{\beta}_1 | x)$?

③ $\text{Var}(\hat{\beta}_1 | x)$ гомоск
 $\text{Var}_{\text{HCO}}(\hat{\beta}_1 | x)$ гетероск

④ CI
азу \rightarrow гомоск
 \rightarrow HCO гетероск.