

## Семинар 4.

## Множественная регрессия.

1. Рассмотрим классическую линейную модель  $y = X\beta + \varepsilon$  с предположениями Гаусса — Маркова:  $\mathbb{E}(\varepsilon) = 0$  и  $\text{Var}(\varepsilon) = \sigma^2 I$ . Для всех случайных векторов ( $y, \hat{\beta}, \hat{y}, \varepsilon, e, \vec{y}\vec{i}$ ) найдите все возможные условные математические ожидания и ковариационные матрицы.  $\mathbb{E}(\cdot), \text{Var}(\cdot), \text{Cov}(\cdot, \cdot)$ .

Решение:

Для начала вычислим вектора математических ожиданий:

- (a)  $\mathbb{E}(y) = \mathbb{E}(X\beta + \varepsilon) = X\beta + \mathbb{E}(\varepsilon) = X\beta$ .
- (b)  $\mathbb{E}(\hat{\beta}) = \mathbb{E}((X^T X)^{-1} X^T y) = \mathbb{E}((X^T X)^{-1} X^T (X\beta + \varepsilon)) = \beta + (X^T X)^{-1} X^T \mathbb{E}(\varepsilon) = \beta$ .
- (c)  $\mathbb{E}(\hat{y}) = \mathbb{E}(X\hat{\beta}) = X\mathbb{E}(\hat{\beta}) = X\beta$ .
- (d)  $\mathbb{E}(\varepsilon) = 0$ .
- (e)  $\mathbb{E}(e) = \mathbb{E}(M\varepsilon) = M\mathbb{E}(\varepsilon) = 0$ .
- (f)  $\mathbb{E}(\vec{y}\vec{i}) = \mathbb{E}(\pi y) = \pi X\beta$

Теперь рассчитаем для части указанных векторов ковариационные матрицы:

- $\text{Var}(y) = \text{Var}(X\beta + \varepsilon) = \text{Var}(\varepsilon) = \sigma^2 I_n$
- $\text{Var}(\hat{\beta}) = \text{Var}((X^T X)^{-1} X^T y) = \text{Var}((X^T X)^{-1} X^T (X\beta + \varepsilon)) = \text{Var}(\beta + (X^T X)^{-1} X^T \varepsilon) = \text{Var}((X^T X)^{-1} X^T \varepsilon) = (X^T X)^{-1} X^T \text{Var}(\varepsilon) X (X^T X)^{-1} = \sigma^2 (X^T X)^{-1}$
- $\text{Var}(\hat{y}) = \text{Var}(Py) = P \text{Var}(y) P^T = P \sigma^2 I_n P^T = \sigma^2 P P^T = \sigma^2 P = \sigma^2 X (X^T X)^{-1} X^T$
- $\text{Var}(\varepsilon) = \sigma^2 I$
- $\text{Var}(e) = \text{Var}(M\varepsilon) = M \text{Var}(\varepsilon) M^T = M \sigma^2 I M^T = \sigma^2 M M^T = \sigma^2 (I - X (X^T X)^{-1} X^T)$
- $\text{Var}(\vec{y}\vec{i}) = \text{Var}(\pi y) = \pi \text{Var}(y) \pi^T = \sigma^2 \pi \pi^T = \sigma^2 (\vec{i} \vec{i}^T)^{-1} \vec{i} \vec{i}^T$
- $\text{Cov}(\hat{\beta}, y) = \text{Cov}(y, (X^T X)^{-1} X^T y) = (X^T X)^{-1} X^T \text{Var}(y) = \sigma^2 (X^T X)^{-1} X^T$
- $\text{Cov}(y, \hat{y}) = \text{Cov}(y, Py) = \text{Var}(y) P^T = \sigma^2 X (X^T X)^{-1} X^T$
- $\text{Cov}(y, \varepsilon) = \text{Cov}(X\beta + \varepsilon, \varepsilon) = \text{Cov}(\varepsilon, \varepsilon) = \text{Var}(\varepsilon) = \sigma^2 I_n$

2. Рассмотрим модель  $y_i = \beta_1 + \beta_2 x_i + \beta_3 z_i + \varepsilon_i$ , где

$$X = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 0 \\ 1 & 1 & 0 \\ 1 & 1 & 1 \end{pmatrix}, \quad y = \begin{pmatrix} 1 \\ 2 \\ 3 \\ 4 \\ 5 \end{pmatrix}, \quad \beta = \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \beta_3 \end{pmatrix}, \quad \varepsilon = \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \varepsilon_3 \\ \varepsilon_4 \\ \varepsilon_5 \end{pmatrix}.$$

Случайные ошибки  $\varepsilon_i$  независимы и нормально распределены с  $\mathbb{E}(\varepsilon) = 0$  и  $\mathbb{V}\text{ar}(\varepsilon) = \sigma^2 I$ .

Для удобства расчётов даны матрицы:  $X^T X$ ,  $(X^T X)^{-1}$  и  $X^T y$ :

$$X^T X = \begin{pmatrix} 5 & 3 & 1 \\ 3 & 3 & 1 \\ 1 & 1 & 1 \end{pmatrix}, \quad (X^T X)^{-1} = \begin{pmatrix} 0.5 & -0.5 & 0 \\ -0.5 & 1 & -0.5 \\ 0 & -0.5 & 1.5 \end{pmatrix}, \quad X^T y = \begin{pmatrix} 15 \\ 12 \\ 5 \end{pmatrix}.$$

- Определите  $n$  и  $k$ .
- Вычислите МНК оценку вектора  $\beta$ .
- Найдите  $\hat{\sigma}^2$ ,  $\mathbb{E}(\hat{\sigma}^2)$ .
- Найдите  $\mathbb{V}\text{ar}(\varepsilon_1)$ ,  $\mathbb{V}\text{ar}(\beta_1)$ ,  $\mathbb{V}\text{ar}(\hat{\beta}_1)$ ,  $\widehat{\mathbb{V}\text{ar}}(\hat{\beta}_1)$ ,  $\mathbb{E}(\hat{\beta}_1^2) - \beta_1^2$ ;
- Найдите  $\mathbb{C}\text{ov}(\hat{\beta}_2, \hat{\beta}_3)$ ,  $\widehat{\mathbb{C}\text{ov}}(\hat{\beta}_2, \hat{\beta}_3)$ ,  $\mathbb{V}\text{ar}(\hat{\beta}_2 - \hat{\beta}_3)$ ,  $\widehat{\mathbb{V}\text{ar}}(\hat{\beta}_2 - \hat{\beta}_3)$ ;
- Найдите  $\mathbb{V}\text{ar}(\beta_2 - \beta_3)$ ,  $\mathbb{C}\text{orr}(\hat{\beta}_2, \hat{\beta}_3)$ ,  $\widehat{\mathbb{C}\text{orr}}(\hat{\beta}_2, \hat{\beta}_3)$ ;

Решение:

- Число наблюдений  $n = 5$ . Число регрессоров, включая свободный член равно  $k = 3$ .
- МНК-оценка вектора  $\beta$  равна  $\hat{\beta} = (X^T X)^{-1} X^T y$ . Тогда

$$\hat{\beta} = \begin{pmatrix} 0.5 & -0.5 & 0 \\ -0.5 & 1 & -0.5 \\ 0 & -0.5 & 1.5 \end{pmatrix} \times \begin{pmatrix} 15 \\ 12 \\ 5 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1.5 \\ 2 \\ 1.5 \end{pmatrix}$$

- Несмещенная оценка дисперсии случайной ошибки равна  $\hat{\sigma}^2 = \frac{RSS}{n-k} = \frac{RSS}{5-3}$ . Вычислим  $RSS$ . Знаем, что  $RSS = y^T (I - X(X^T X)^{-1} X^T) y = 1$ .

Тогда  $\hat{\sigma}^2 = 1/2$ .

Так как по построению оценка  $\hat{\sigma}^2$  несмещённая, то  $\mathbb{E}(\hat{\sigma}^2 | X) = \sigma^2$ .

- 

$$\mathbb{V}\text{ar}(\varepsilon_1) = \sigma^2$$

$$\mathbb{V}\text{ar}(\beta_1) = 0,$$

$$\mathbb{V}\text{ar}(\hat{\beta}_1) = \sigma^2 (X^T X)^{-1}_{(1,1)} = 0.5\sigma^2$$

$$\widehat{\mathbb{V}\text{ar}}(\hat{\beta}_1) = \hat{\sigma}^2 (X^T X)^{-1}_{(1,1)} = 0.5\hat{\sigma}^2 = 0.5 \frac{1}{5-3} = 0.25$$

Так как оценки МНК являются несмещёнными, то  $\mathbb{E}(\hat{\beta}) = \beta$ , значит:

$$\mathbb{E}(\hat{\beta}_1) - \beta_1^2 = \mathbb{E}(\hat{\beta}_1) - (\mathbb{E}(\hat{\beta}_1))^2 = \widehat{\mathbb{V}\text{ar}}(\hat{\beta}_1) = 0.25$$

(e)

$$\text{Cov}(\hat{\beta}_2, \hat{\beta}_3) = \sigma^2 (X^T X)_{(2,3)}^{-1} = \sigma^2 \cdot \left(-\frac{1}{2}\right)$$

$$\widehat{\text{Cov}}(\hat{\beta}_2, \hat{\beta}_3) = \widehat{\text{Var}}(\hat{\beta})_{(2,3)} = \hat{\sigma}^2 (X^T X)_{(2,3)}^{-1} = \frac{1}{2} \cdot \left(-\frac{1}{2}\right) = -\frac{1}{4}$$

$$\begin{aligned} \text{Var}(\hat{\beta}_2 - \hat{\beta}_3) &= \text{Var}(\hat{\beta}_2) + \text{Var}(\hat{\beta}_3) - 2 \text{Cov}(\hat{\beta}_2, \hat{\beta}_3) = \\ &= \sigma^2 ((X'X)_{(2,2)}^{-1} + (X'X)_{(3,3)}^{-1} - 2(X'X)_{(2,3)}^{-1}) = \sigma^2 (1 + 1.5 - 2 \cdot (-0.5)) = 3.5\sigma^2 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \widehat{\text{Var}}(\hat{\beta}_2 - \hat{\beta}_3) &= \widehat{\text{Var}}(\hat{\beta}_2) + \widehat{\text{Var}}(\hat{\beta}_3) + 2 \widehat{\text{Cov}}(\hat{\beta}_2, \hat{\beta}_3) = \\ &= \hat{\sigma}^2 ((X'X)_{(2,2)}^{-1} + (X'X)_{(3,3)}^{-1} + 2(X'X)_{(2,3)}^{-1}) = \frac{1}{2} \cdot 3.5 = 1.75 \end{aligned}$$

(f)

$$\text{Var}(\beta_2 - \beta_3) = 0$$

$$\text{Corr}(\hat{\beta}_2, \hat{\beta}_3) = \frac{\text{Cov}(\hat{\beta}_2, \hat{\beta}_3)}{\sqrt{\text{Var}(\hat{\beta}_2) \text{Var}(\hat{\beta}_3)}} = \frac{-0.5}{\sqrt{1 \cdot 1.5}} = -\frac{1}{\sqrt{6}}$$

$$\widehat{\text{Corr}}(\beta_2, \beta_3) = \frac{\widehat{\text{Cov}}(\hat{\beta}_2, \hat{\beta}_3)}{\sqrt{\widehat{\text{Var}}(\hat{\beta}_2) \widehat{\text{Var}}(\hat{\beta}_3)}} = \frac{-0.5}{\sqrt{1 \cdot 1.5}} = -\frac{1}{\sqrt{6}}$$

3. Вася оценил исходную модель:

$$y_i = \beta_1 + \beta_2 x_i + \varepsilon_i$$

Для надежности Вася стандартизировал переменные, т.е. перешёл к  $y_i^* = (y_i - \bar{y})/\hat{\sigma}_y$  и  $x_i^* = (x_i - \bar{x})/\hat{\sigma}_x$ . Затем Вася оценил ещё две модели:

$$y_i^* = \beta_1' + \beta_2' x_i^* + \varepsilon_i'$$

и

$$y_i^* = \beta_2'' x_i^* + \varepsilon_i''$$

В решении можно считать  $\hat{\sigma}_x$  и  $\hat{\sigma}_y$  известными.

(a) Найдите  $\hat{\beta}_1'$ .

Решение:

$$\hat{\beta}_1' = \bar{y}^* - \hat{\beta}_2' \bar{x}^* = 0, \text{ так как } \bar{y}^* = \bar{x}^* = 0.$$

(b) Как связаны между собой  $\hat{\beta}_2$ ,  $\hat{\beta}'_2$  и  $\hat{\beta}''_2$ ?

Решение:

$$\begin{aligned}\hat{\beta}'_2 &= \frac{\widehat{Cov}(y_i^*, x_i^*)}{\widehat{Var}(x_i^*)} = \frac{\widehat{Cov}((y_i - \bar{y})/\hat{\sigma}_y^2, (x_i - \bar{x})/\hat{\sigma}_x^2)}{\widehat{Var}((x_i - \bar{x})/\hat{\sigma}_x)} = \frac{\hat{\sigma}_x}{\hat{\sigma}_y} \frac{\widehat{Cov}(y_i, x_i)}{\widehat{Var}(x_i)} = \frac{\hat{\sigma}_x}{\hat{\sigma}_y} \hat{\beta}_2 \\ \hat{\beta}''_2 &= \frac{\sum_{i=1}^n y_i^* x_i^*}{\sum_{i=1}^n x_i^{*2}} = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})/\hat{\sigma}_x (y_i - \bar{y})/\hat{\sigma}_y}{\sum_{i=1}^n ((x_i - \bar{x})/\hat{\sigma}_x)^2} = \frac{\hat{\sigma}_x}{\hat{\sigma}_y} \hat{\beta}_2.\end{aligned}$$