1. Пусть  $\varepsilon=(\varepsilon_1,\varepsilon_2,\varepsilon_3)'\sim N(0,I)$  и матрица A представлена ниже. Найдите  $\mathbb{E}(\varepsilon'A\varepsilon)$  и распределение случайной величины  $\varepsilon' A \varepsilon$ .

(a) 
$$\begin{pmatrix} 2/3 & -1/3 & 1/3 \\ -1/3 & 2/3 & 1/3 \\ 1/3 & 1/3 & 2/3 \end{pmatrix}$$

(b) 
$$\begin{pmatrix} 2/3 & -1/3 & -1/3 \\ -1/3 & 2/3 & -1/3 \\ -1/3 & -1/3 & 2/3 \end{pmatrix}$$

(b) 
$$\begin{pmatrix} 2/3 & -1/3 & -1/3 \\ -1/3 & 2/3 & -1/3 \\ -1/3 & -1/3 & 2/3 \end{pmatrix}$$
(c) 
$$\begin{pmatrix} 1/3 & 1/3 & -1/3 \\ 1/3 & 1/3 & -1/3 \\ -1/3 & -1/3 & 1/3 \end{pmatrix}$$

(d) 
$$\begin{pmatrix} 1/3 & 1/3 & 1/3 \\ 1/3 & 1/3 & 1/3 \\ 1/3 & 1/3 & 1/3 \end{pmatrix}$$

(e) 
$$\begin{pmatrix} 1/2 & 0 & 1/2 \\ 0 & 1 & 0 \\ 1/2 & 0 & 1/2 \end{pmatrix}$$

(f) 
$$\begin{pmatrix} 1/2 & 0 & -1/2 \\ 0 & 1 & 0 \\ -1/2 & 0 & 1/2 \end{pmatrix}$$

$$(g) \begin{pmatrix}
 1/2 & -1/2 & 0 \\
 -1/2 & 1/2 & 0 \\
 0 & 0 & 1
 \end{pmatrix}$$

(h) 
$$\begin{pmatrix} 1/2 & 1/2 & 0 \\ 1/2 & 1/2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{pmatrix}$$

(i) 
$$\begin{pmatrix} 0.8 & 0.4 & 0 \\ 0.4 & 0.2 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$$

$$\begin{pmatrix}
0.2 & -0.4 & 0 \\
-0.4 & 0.8 & 0 \\
0 & 0 & 0
\end{pmatrix}$$

- 2. Пусть  $\varepsilon = (\varepsilon_1, \varepsilon_2, \varepsilon_3)' \sim N(0, I)$ . Найдите  $\mathbb{E}(\varepsilon' P \varepsilon)$  и распределение случайной величины  $\varepsilon' P \varepsilon$ , если  $P = X(X'X)^{-1} X'$  и матрица X' представлена ниже.
  - (a)  $\begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 \end{pmatrix}$
  - (b)  $\begin{pmatrix} 1 & 2 & 3 \end{pmatrix}$
  - $\begin{array}{ccc}
    (c) & \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}
    \end{array}$
  - $(d) \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 \\ 1 & 2 & 3 \end{pmatrix}$
  - (e)  $\begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 \\ 0 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$
- 3. Пусть  $y = X\beta + \varepsilon$  регрессионная модель.
  - (а) Сформулируйте теорему Гаусса-Маркова
  - (b) Верно ли, что оценка  $\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'y$  несмещённая?
  - (c) В условиях теоремы Гаусса-Маркова найдите ковариационную матрицу  $\hat{\beta}$
- 4. Пусть  $y = X\beta + \varepsilon$  регрессионная модель и  $\tilde{\beta} = ((X'X)^{-1}X' + A)y$  несмещённая оценка вектора неизвестных параметров  $\beta$ . Верно ли, что AX = 0?
- 5. Пусть  $y = X\beta + \varepsilon$  регрессионная модель,  $X = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 1 & 1 \\ 1 & 1 \end{pmatrix}$ ,  $y = \begin{pmatrix} 1 \\ 2 \\ 3 \end{pmatrix}$ ,  $\beta = \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \end{pmatrix}$ ,  $\varepsilon = \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \varepsilon_3 \end{pmatrix}$ ,

 $\mathbb{E}(\varepsilon)=0,\,\mathrm{Var}(\varepsilon)=\sigma^2I.$  Найдите коэффициент корреляции  $\mathrm{Corr}(\hat{eta}_1,\hat{eta}_2).$ 

- 6. Пусть  $x=\begin{pmatrix}x_1\\x_2\end{pmatrix},\,\mathbb{E}(x)=\begin{pmatrix}1\\2\end{pmatrix},\,\mathrm{Var}(x)=\begin{pmatrix}2&1\\1&2\end{pmatrix}.$  Найдите  $\mathbb{E}(y),\,\mathrm{Var}(y)$  и  $\mathbb{E}(z),\,\mathrm{если}$ 
  - (a)  $y = x \mathbb{E}(x)$
  - (b) y = Var(x)x
  - (c)  $y = Var(x)(x \mathbb{E}(x))$

(d) 
$$y = Var(x)^{-1}(x - \mathbb{E}(x))$$

(e) 
$$y = Var(x)^{-1/2}(x - \mathbb{E}(x))$$

(f) 
$$z = (x - \mathbb{E}(x))' \operatorname{Var}(x) (x - \mathbb{E}(x))$$

(g) 
$$z = (x - \mathbb{E}(x))' \operatorname{Var}(x)^{-1} (x - \mathbb{E}(x))$$

(h) 
$$z = x' \operatorname{Var}(x) x$$

(i) 
$$z = x' Var(x)^{-1} x$$

7. Пусть 
$$x=\begin{pmatrix}x_1\\x_2\end{pmatrix},\,\mathbb{E}(x)=\begin{pmatrix}1\\4\end{pmatrix},\,\mathrm{Var}(x)=\begin{pmatrix}4&1\\1&4\end{pmatrix}.$$
 Найдите  $\mathbb{E}(y),\,\mathrm{Var}(y)$  и  $\mathbb{E}(z),\,\mathrm{если}$ 

(a) 
$$y = x - \mathbb{E}(x)$$

(b) 
$$y = Var(x)x$$

(c) 
$$y = Var(x)(x - \mathbb{E}(x))$$

(d) 
$$y = Var(x)^{-1}(x - \mathbb{E}(x))$$

(e) 
$$y = Var(x)^{-1/2}(x - \mathbb{E}(x))$$

(f) 
$$z = (x - \mathbb{E}(x))' \operatorname{Var}(x) (x - \mathbb{E}(x))$$

(g) 
$$z = (x - \mathbb{E}(x))' \operatorname{Var}(x)^{-1} (x - \mathbb{E}(x))$$

(h) 
$$z = x' \operatorname{Var}(x) x$$

(i) 
$$z = x' Var(x)^{-1} x$$

8. Пусть 
$$y=X\beta+\varepsilon$$
 — регрессионная модель, где  $\beta=\begin{pmatrix} \beta_1\\ \beta_2\\ \beta_3 \end{pmatrix}$ . Пусть  $Z=XD$ , где  $D=$ 

$$\begin{pmatrix} 1 & 1 & 0 \\ 0 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$$
. Рассмотрите «новую» регрессионную модель  $y = Z\alpha + u$ , где  $\alpha = \begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \alpha_3 \end{pmatrix}$ .

Определите, как выражаются «новые» МНК-коэффициенты через «старые».

9. Пусть 
$$y=X\beta+\varepsilon$$
 — регрессионная модель, где  $\beta=\begin{pmatrix} \beta_1\\ \beta_2\\ \beta_3 \end{pmatrix}$ . Пусть  $Z=XD$ , где  $D=\begin{pmatrix} \beta_1\\ \beta_2\\ \beta_3 \end{pmatrix}$ 

$$\begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 \\ 0 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}.$$
 Рассмотрите «новую» регрессионную модель  $y = Z\alpha + u$ , где  $\alpha = \begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \alpha_3 \end{pmatrix}$ .

Определите, как выражаются «новые» МНК-коэффициенты через «старые».

10. Пусть 
$$y=X\beta+\varepsilon$$
 — регрессионная модель, где  $\beta=\begin{pmatrix} \beta_1\\ \beta_2\\ \beta_3 \end{pmatrix}$ . Пусть  $Z=XD$ , где  $D=\begin{pmatrix} \beta_1\\ \beta_2\\ \beta_3 \end{pmatrix}$ 

$$\begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}.$$
 Рассмотрите «новую» регрессионную модель  $y = Z\alpha + u$ , где  $\alpha = \begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \alpha_3 \end{pmatrix}$ .

Определите, как выражаются «новые» МНК-коэффициенты через «старые».

11. Пусть 
$$\varepsilon=\begin{pmatrix} \varepsilon_1\\ \varepsilon_2\\ \varepsilon_3 \end{pmatrix}\sim N(0,\sigma^2I),\ i=(1,\dots,1)'$$
 — вектор из n единиц,  $\pi=i(i'i)^{-1}i',\ X$  —

матрица размера  $n \times k$ ,  $P = X(X'X)^{-1}X'$ . Найдите:

(a) 
$$\mathbb{E}(\varepsilon'(P-\pi)\varepsilon)$$

(b) 
$$\mathbb{E}(\varepsilon'(I-\pi)\varepsilon)$$

(c) 
$$\mathbb{E}(\varepsilon' P \varepsilon)$$

(d) 
$$\mathbb{E}(\sum_{i=1}^{n} (\varepsilon_i - \bar{\varepsilon})^2)$$

12. Пусть 
$$y = X\beta + \varepsilon$$
 — регрессионная модель. Верно ли, что  $\hat{\varepsilon}'\hat{y} = 0$  и  $\hat{y}'\hat{\varepsilon} = 0$ ?

13. Пусть 
$$\varepsilon=(\varepsilon_1,\varepsilon_2,\varepsilon_3)'\sim N(0,4I),\ A=\begin{pmatrix} 4&1&1\\1&3&1\\1&1&2 \end{pmatrix}$$
. Найдите:

(a) 
$$\mathbb{E}(\varepsilon' A \varepsilon)$$

(b) 
$$\mathbb{E}(\varepsilon'(I-A)\varepsilon)$$

- 14. Для нормальной регрессии с 5-ю факторами (включая свободный член) известны границы симметричного по вероятности 80% доверительного интервала для дисперсии  $\sigma_{\varepsilon}^2$ : A=45, B=87.942.
  - (а) Определите количество наблюдений в выборке
  - (b) Вычислите  $\hat{\sigma}_{\varepsilon}^2$

Решение

(а) Поскольку 
$$\frac{\hat{\sigma}_{\varepsilon}^2(n-k)}{\sigma_{\varepsilon}^2} \sim \chi^2(n-k)$$
, где  $\hat{\sigma}_{\varepsilon}^2 = \frac{RSS}{n-k}$ ,  $k=5$ .  $P(\chi_l^2 < \frac{\hat{\sigma}_{\varepsilon}^2}{\sigma_{\varepsilon}^2} < \chi_u^2) = 0.8$ . Преобразовав, получим  $P(\frac{\hat{\sigma}_{\varepsilon}^2(n-5)}{\chi_u^2} < \sigma_{\varepsilon}^2 < \frac{\hat{\sigma}_{\varepsilon}^2(n-5)}{\chi_l^2}) = 0.8$ , где  $\chi_u^2 = \chi_{n-5;0.1}^2$ ,  $\chi_l^2 = \chi_{n-5;0.9}^2$ — соответствующие квантили. По условию  $\frac{\hat{\sigma}_{\varepsilon}^2(n-5)}{\chi_l^2} = A = 45$ ,  $\frac{\hat{\sigma}_{\varepsilon}^2(n-5)}{\chi_u^2} = B = 87.942$ . Поделим

B на A, отсюда следует  $\frac{\chi_u^2}{\chi_l^2}=1.95426$ . Перебором квантилей в таблице для хи-квадрат распределения мы находим, что  $\frac{\chi_{30;0.1}^2}{\chi_{30;0.9}^2}=\frac{40.256}{20.599}=1.95426$ . Значит, n-5=30, отсюда следует, что n=35.

(b) 
$$\hat{\sigma}_{\varepsilon}^2 = 45 \frac{\chi_u^2}{n-5} = 45 \frac{40.256}{30} = 60.384$$

- 15. Пусть  $y = X\beta + \varepsilon$  регрессионная модель, где  $\mathbb{E}(\varepsilon) = 0$ ,  $\mathrm{Var}(\varepsilon) = \sigma_{\varepsilon}^2 I$ . Пусть A неслучайная матрица размера  $k \times k$ ,  $\det(A) \neq 0$ . Совершается преобразование регрессоров по правилу Z = XA. В преобразованных регрессорах уравнение выглядит так:  $y = Z\gamma + u$ , где  $\mathbb{E}(u) = 0$ ,  $\mathrm{Var}(u) = \sigma_u^2 I$ .
  - (а) Как связаны между собой МНК-оценки  $\hat{\beta}$  и  $\hat{\gamma}?$
  - (b) Как связаны между собой векторы остатков регрессий?
  - (с) Как связаны между собой прогнозные значения, полученные по двум регрессиям?

## Решение

(a) 
$$\hat{\gamma} = (Z'Z)^{-1}Z'y = A^{-1}(X'X)^{-1}(A')^{-1}A'X'y = A^{-1}(X'X)^{-1}X'y = A^{-1}\hat{\beta}$$

(b) 
$$\hat{u} = y - Z\hat{\gamma} = y - XAA^{-1}\hat{\beta} = y - X\hat{\beta} = \hat{\varepsilon}$$

- (c) Пусть  $z^0 = \begin{pmatrix} 1 & z_1^0 & \dots & z_{k-1}^0 \end{pmatrix}$  вектор размера  $1 \times k$  и  $x^0 = \begin{pmatrix} 1 & x_1^0 & \dots & x_{k-1}^0 \end{pmatrix}$  вектор размера  $1 \times k$ . Оба эти вектора представляют собой значения факторов. Тогда  $z^0 = x^0 A$  и прогнозное значение для регрессии с преобразованными факторами равно  $z^0 \hat{\gamma} = x^0 A A^{-1} \hat{\beta} = x^0 \hat{\beta}$  прогнозному значению для регрессии с исходными факторами.
- 16. Рассмотрим оценку вида  $\tilde{\beta} = ((X'X)^{-1} + \gamma I)X'y$  для вектора коэффициентов регрессионного уравнения  $y = X\beta + \varepsilon$ , удовлетворяющего условиям классической регрессионной модели. Найдите  $\mathbb{E}(\tilde{\beta})$  и  $\mathrm{Var}(\tilde{\beta})$ .

## Решение

(a) 
$$\mathbb{E}(\tilde{\beta}) = ((X'X)^{-1} + \gamma I)X'\mathbb{E}(y) = ((X'X)^{-1} + \gamma I)X'X\beta = \beta + \gamma X'X\beta$$

(b) 
$$\operatorname{Var}(\tilde{\beta}) = \operatorname{Var}(((X'X)^{-1} + \gamma I)X'y) = \operatorname{Var}(((X'X)^{-1} + \gamma I)X'\varepsilon) =$$

$$= (((X'X)^{-1} + \gamma I)X')\operatorname{Var}(\varepsilon)(((X'X)^{-1} + \gamma I)X')' =$$

$$= (((X'X)^{-1} + \gamma I)X')\sigma_{\varepsilon}^{2}I(((X'X)^{-1} + \gamma I)X')' = \sigma_{\varepsilon}^{2}((X'X)^{-1} + \gamma I)X'X((X'X)^{-1} + \gamma I) =$$

$$= \sigma_{\varepsilon}^{2}((X'X)^{-1} + \gamma I)(I + \gamma X'X) = \sigma_{\varepsilon}^{2}((X'X)^{-1} + 2\gamma I + \gamma^{2}X'X)$$

- 17. Верно ли, что при невырожденном преобразовании факторов  $R^2$  не меняется? А именно, пусть заданы две регрессионные модели:  $y = X\beta + \varepsilon$  и  $y = Z\alpha + u$ , где y вектор размера  $n \times 1$ , X и Z матрицы размера  $n \times k$ ,  $\beta$  и  $\alpha$  вектора рамзера  $k \times 1$ ,  $\varepsilon$  и u вектора размера  $n \times 1$ , а также Z = XD,  $\det(D) \neq 0$ . Верно ли, что коэффициенты детерминации представленных выше моделей равны между собой?
- 18. Верно ли, что при невырожденном преобразовании факторов RSS не меняется. А именно, пусть заданы две регрессиионные модели:  $y = X\beta + \varepsilon$  и  $y = Z\alpha + u$ , где y вектор размера  $n \times 1$ , X и Z матрицы размера  $n \times k$ ,  $\beta$  и  $\alpha$  вектора рамзера  $k \times 1$ ,  $\varepsilon$  и u вектора размера  $n \times 1$ , а также Z = XD,  $\det(D) \neq 0$ . Верно ли, что сумма квадратов остатков в представленных выше моделях равны между собой?
- 19. Пусть  $y_i=\beta_1+\beta_2x_i+\varepsilon_i$  и  $i=1,\ldots,5$  классическая регрессионная модель. Также имеются следующие данные:  $\sum_{i=1}^5 y_i^2=55, \sum_{i=1}^5 x_i^2=3, \sum_{i=1}^5 x_iy_i=12, \sum_{i=1}^5 y_i=15, \sum_{i=1}^5 x_i=3$ . Используя их, найдите:
  - (a)  $\hat{\beta}_1$  и  $\hat{\beta}_2$
  - (b)  $\operatorname{Corr}(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2)$
  - (c) *TSS*
  - (d) ESS
  - (e) RSS
  - (f)  $R^2$
  - (g)  $\hat{\sigma}^2$

Проверьте следующие гипотезы:

(a) 
$$\begin{cases} H_0: \beta_2 = 2 \\ H_a: \beta_2 \neq 2 \end{cases}$$

(b) 
$$\begin{cases} H_0: \beta_1 + \beta_2 = 1 \\ H_a: \beta_1 + \beta_2 \neq 1 \end{cases}$$

- 20. Пусть  $y_i = \beta_1 + \beta_2 x_i + \varepsilon_i$  и  $i = 1, \dots, 5$  классическая регрессионная модель. Также имеются следующие данные:  $\sum_{i=1}^5 y_i^2 = 55, \sum_{i=1}^5 x_i^2 = 2, \sum_{i=1}^5 x_i y_i = 9, \sum_{i=1}^5 y_i = 15, \sum_{i=1}^5 x_i = 2.$  Используя их, найдите:
  - (a)  $\hat{\beta_1}$  и  $\hat{\beta_2}$

- (b)  $\operatorname{Corr}(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2)$
- (c) TSS
- (d) ESS
- (e) RSS
- (f)  $R^2$
- (g)  $\hat{\sigma}^2$

Проверьте следующие гипотезы:

(a) 
$$\begin{cases} H_0 : \beta_2 = 2 \\ H_a : \beta_2 \neq 2 \end{cases}$$

(a) 
$$\begin{cases} H_0 : \beta_2 = 2 \\ H_a : \beta_2 \neq 2 \end{cases}$$
(b) 
$$\begin{cases} H_0 : \beta_1 + \beta_2 = 1 \\ H_a : \beta_1 + \beta_2 \neq 1 \end{cases}$$