```
## Warning: One bear with balalaika and vodka has joined your R session!
```

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

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

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

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) $\begin{pmatrix} 1 & 2 & 3 \end{pmatrix}$

   (c) $\begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$

   (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.

   (a) 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 β. Верно ли, что $AX = 0$?

5. Пусть $y = X\beta + \varepsilon$ — регрессионная модель, $X = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 1 & 1 \\ 1 & 1 \end{pmatrix}$, $y = \begin{pmatrix} 1 \\ 2 \\ 3 \end{pmatrix}$, $\beta = \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \end{pmatrix}$, $\varepsilon = \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \varepsilon_3 \end{pmatrix}$, $\mathbb{E}(\varepsilon) = 0$, $\operatorname{Var}(\varepsilon) = \sigma^2 I$. Найдите коэффициент корреляции $\operatorname{Corr}(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2)$.

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

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

   (b) $y = \operatorname{Var}(x)x$

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

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

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

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

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

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

(b) $y = \operatorname{Var}(x) x$

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

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

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

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

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 $D = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 \\ 0 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$. 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 $D = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$. 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 $\varepsilon = \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \varepsilon_3 \end{pmatrix} \sim N(0, \sigma^2 I)$, $i = (1, \ldots, 1)'$ — 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 σ^2_ε: $A = 45$, $B = 87.942$.

    (a) Определите количество наблюдений в выборке

    (b) Вычислите $\hat{\sigma}^2_\varepsilon$

    Решение

    (a) Поскольку $\frac{\hat{\sigma}^2_\varepsilon(n-k)}{\sigma^2_\varepsilon} \sim \chi^2(n-k)$, где $\hat{\sigma}^2_\varepsilon = \frac{RSS}{n-k}$, $k = 5$. $P(\chi^2_l < \frac{\hat{\sigma}^2_\varepsilon}{\sigma^2_\varepsilon} < \chi^2_u) = 0.8$. Преобразовав, получим $P(\frac{\hat{\sigma}^2_\varepsilon(n-5)}{\chi^2_u} < \sigma^2_\varepsilon < \frac{\hat{\sigma}^2_\varepsilon(n-5)}{\chi^2_l}) = 0.8$, где $\chi^2_u = \chi^2_{n-5;0.1}$, $\chi^2_l = \chi^2_{n-5;0.9}$ — соответствующие квантили. По условию $\frac{\hat{\sigma}^2_\varepsilon(n-5)}{\chi^2_l} = A = 45$, $\frac{\hat{\sigma}^2_\varepsilon(n-5)}{\chi^2_u} = B = 87.942$. 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 $\frac{\chi^2_{30;0.1}}{\chi^2_{30;0.9}} = \frac{40.256}{20.599} = 1.95426$. Значит, $n-5=30$, отсюда следует, что $n=35$.

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

15. Пусть $y = X\beta + \varepsilon$ — регрессионная модель, где $\mathbb{E}(\varepsilon) = 0$, $\operatorname{Var}(\varepsilon) = \sigma^2_\varepsilon I$. 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 $\mathbb{E}(u) = 0$, $\operatorname{Var}(u) = \sigma^2_u I$.

   (a) Как связаны между собой МНК-оценки $\hat\beta$ и $\hat\gamma$?

   (b) Как связаны между собой векторы остатков регрессий?

   (c) 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 $z^0\hat\gamma = x^0AA^{-1}\hat\beta = x^0\hat\beta$ 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 $\operatorname{Var}(\tilde\beta)$.

   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) $\operatorname{Var}(\tilde\beta) = \operatorname{Var}(((X'X)^{-1} + \gamma I)X'y) = \operatorname{Var}(((X'X)^{-1} + \gamma I)X'\varepsilon) =$
   $= (((X'X)^{-1} + \gamma I)X')\operatorname{Var}(\varepsilon)(((X'X)^{-1} + \gamma I)X')' =$
   $= (((X'X)^{-1} + \gamma I)X')\sigma^2_\varepsilon I(((X'X)^{-1} + \gamma I)X')' = \sigma^2_\varepsilon((X'X)^{-1} + \gamma I)X'X((X'X)^{-1} + \gamma I) =$
   $= \sigma^2_\varepsilon((X'X)^{-1} + \gamma I)(I + \gamma X'X) = \sigma^2_\varepsilon((X'X)^{-1} + 2\gamma I + \gamma^2 X'X)$

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 $n \times k$, β и α — вектора рамзера $k \times 1$, ε 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 $n \times k$, β и α — вектора рамзера $k \times 1$, ε 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 $y_i = \beta_1 + \beta_2 x_i + \varepsilon_i$ и $i = 1, \ldots, 5$ — классическая регрессионная модель. Также имеются следующие данные: $\sum_{i=1}^5 y_i^2 = 55$, $\sum_{i=1}^5 x_i^2 = 3$, $\sum_{i=1}^5 x_i y_i = 12$, $\sum_{i=1}^5 y_i = 15$, $\sum_{i=1}^5 x_i = 3$. Используя их, найдите:

    (a) $\hat{\beta}_1$ и $\hat{\beta}_2$

    (b) $\mathrm{Corr}(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2)$

    (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 $i = 1, \ldots, 5$ — 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) $\mathrm{Corr}(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2)$

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