Эконометрика

с Монте-Карло и эконометрессами

в задачах и упражнениях

Дмитрий Борзых, Борис Демешев 10 ноября 2013 г.

Содержание

| 1 | МНК без матриц и вероятностей | 2 |
|------------------|---|----------|
| 2 | Парный МНК без матриц | 4 |
| 3 | Многомерный МНК без матриц | 8 |
| 4 | МНК с матрицами и вероятностями | 23 |
| 5 | Метод максимального правдоподобия — общая теория | 31 |
| 6 | Логит и пробит | 32 |
| 7 | Мультиколлинеарность | 33 |
| 8 | Гетероскедастичность | 35 |
| 9 | Временные ряды | 38 |
| 10 | SVM | 41 |
| 11 | Деревья и Random Forest | 42 |
| 12 | Линейная алгебра | 42 |
| 13 | Случайные вектора | 44 |
| 14 | Многомерное нормальное и квадратичные формы | 48 |
| 15 | Задачи по программированию | 50 |
| 16 | Устав проверки гипотез | 51 |
| \mathbf{T}_{0} | odo list | |
| | сяк. Почему-то книтр внутри solution ругается на доллар | 22 34 |

1 МНК без матриц и вероятностей

1. Верно ли, что для любых векторов $a=(a_1,\ldots,a_n)$ и $b=(b_1,\ldots,b_n)$ справедливы следующие равенства?

(a)
$$\sum_{i=1}^{n} (a_i - \bar{a}) = 0$$

(b)
$$\sum_{i=1}^{n} (a_i - \bar{a})^2 = \sum_{i=1}^{n} (a_i - \bar{a})a_i$$

(c)
$$\sum_{i=1}^{n} (a_i - \bar{a})(b_i - \bar{b}) = \sum_{i=1}^{n} (a_i - \bar{a})b_i$$

(d)
$$\sum_{i=1}^{n} (a_i - \bar{a})(b_i - \bar{b}) = \sum_{i=1}^{n} a_i b_i$$

да, да, да, не

2. При помощи метода наименьших квадратов найдите оценку неизвестного параметра θ в следующих моделях:

(a)
$$y_i = \theta + \theta x_i + \varepsilon_i$$

(b)
$$y_i = \theta - \theta x_i + \varepsilon_i$$

(c)
$$\ln y_i = \theta + \ln x_i + \varepsilon_i$$

(d)
$$y_i = \theta + x_i + \varepsilon_i$$

(e)
$$y_i = 1 + \theta x_i + \varepsilon_i$$

(f)
$$y_i = \theta/x_i + \varepsilon_i$$

(g)
$$y_i = \theta x_{i1} + (1 - \theta)x_{i2} + \varepsilon_i$$

- 3. Покажите, что для моделей $y_i = \alpha + \beta x_i + \varepsilon_i$, $z_i = \gamma + \delta x_i + v_i$ и $y_i + z_i = \mu + \lambda x_i + \xi_i$ МНК-оценки связаны соотношениями $\hat{\mu} = \hat{\alpha} + \hat{\gamma}$ и $\hat{\lambda} = \hat{\beta} + \hat{\delta}$.
- 4. Найдите МНК-оценки параметров α и β в модели $y_i = \alpha + \beta y_i + \varepsilon_i$.
- 5. Рассмотрите модели $y_i = \alpha + \beta(y_i + z_i) + \varepsilon_i$, $z_i = \gamma + \delta(y_i + z_i) + \varepsilon_i$.
 - (a) Как связаны между собой alpha и gamma?
 - (b) Как связаны между собой beta и delta?

 $\hat{\alpha} + \hat{\gamma} = 0$ и $\hat{\beta} + \hat{\delta} = 1$

- 6. Как связаны МНК-оценки параметров α , β и γ , δ в моделях $y_i = \alpha + \beta x_i + \varepsilon_i$ и $z_i = \gamma + \delta x_i + \upsilon_i$, если $z_i = 2y_i$.
- 7. Для модели $y_i = \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \varepsilon_i$ решите условную задачу о наименьших квадратах: $Q(\beta_1,\beta_2):=\sum_{i=1}^n (y_i-\beta_1 x_{i1}-\beta_2 x_{i2})^2 \to \min_{\beta_1+\beta_2=1}$
- 8. Даны n пар чисел: $(x_1, y_1), \ldots, (x_n, y_n)$. Мы прогнозируем y_i по формуле $\hat{y}_i = \hat{\beta} x_i$. Найдите $\hat{\beta}$ методом наименьших квадратов. $\hat{\beta} = \sum x_i y_i / \sum x_i^2$
- 9. Даны n чисел: y_1, \ldots, y_n . Мы прогнозируем y_i по формуле $\hat{y}_i = \hat{\beta}$. Найдите $\hat{\beta}$ методом наименьших квадратов. $\hat{\beta} = \bar{y}$
- 10. Даны n пар чисел: $(x_1, y_1), \ldots, (x_n, y_n)$. Мы прогнозируем y_i по формуле $\hat{y}_i = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 x_i$. Найдите $\hat{\beta}_1$ и $\hat{\beta}_2$ методом наименьших квадратов. $\hat{\beta}_2 = \sum (x_i \bar{x})(y_i \bar{y})/\sum (x_i \bar{x})^2, \, \hat{\beta}_1 = \bar{y} \hat{\beta}_2 \bar{x}$
- 11. Даны n пар чисел: $(x_1, y_1), \ldots, (x_n, y_n)$. Мы прогнозируем y_i по формуле $\hat{y}_i = 1 + \hat{\beta}x_i$. Найдите $\hat{\beta}$ методом наименьших квадратов. $\hat{\beta} = \sum x_i (y_i 1) / \sum x_i^2$
- 12. Перед нами два золотых слитка и весы, производящие взвешивания с ошибками. Взвесив первый слиток, мы получили результат 300 грамм, взвесив второй слиток 200 грамм, взвесив оба слитка 400 грамм. Оцените вес каждого слитка методом наименьших квадратов. $(300 \hat{\beta}_1)^2 + (200 \hat{\beta}_2)^2 + (400 \hat{\beta}_1 \hat{\beta}_2)^2 \rightarrow \min$
- 13. Аня и Настя утверждают, что лектор опоздал на 10 минут. Таня считает, что лектор опоздал на 3 минуты. С помощью мнк оцените на сколько опоздал лектор. $2 \cdot (10 \hat{\beta})^2 + (3 \hat{\beta})^2 \rightarrow \min$

14. Функция f(x) дифференциируема на отрезке [0;1]. Найдите аналог МНК-оценок для регрессии без свободного члена в непрерывном случае. Более подробно: найдите минимум по $\hat{\beta}$ для функции

$$Q(\hat{\beta}) = \int_0^1 (f(x) - \hat{\beta}x)^2 dx$$
 (1)

- 15. Есть двести наблюдений. Вовочка оценил модель $\hat{y} = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 x$ по первой сотне наблюдений. Петечка оценил модель $\hat{y} = \hat{\gamma}_1 + \hat{\gamma}_2 x$ по второй сотне наблюдений. Машенька оценила модель $\hat{y} = \hat{m}_1 + \hat{m}_2 x$ по всем наблюдениям.
 - (a) Возможно ли, что $\hat{\beta}_2 > 0$, $\hat{\gamma}_2 > 0$, но $\hat{m}_2 < 0$?
 - (b) Возможно ли, что $\hat{\beta}_1 > 0$, $\hat{\gamma}_1 > 0$, но $\hat{m}_1 < 0$?
 - (с) Возможно ли одновременное выполнение всех упомянутых условий?

да, возможно. Два вытянутых облачка точек. Первое облачко даёт первую регрессию, второе — вторую. Прямая, соединяющая центры облачков, — общую.

- 16. Вася оценил модель $y=\beta_1+\beta_2d+\beta_3x+\varepsilon$. Дамми-переменная d обозначает пол, 1 для мужчин и 0 для женщин. Оказалось, что $\hat{\beta}_2>0$. Означает ли это, что для мужчин \bar{y} больше, чем \bar{y} для женщин? Нет. Коэффициенты можно интерпретировать только «при прочих равных», т.е. при равных x. Из-за разных x может оказаться, что у мужчин \bar{y} меньше, чем \bar{y} для женщин.
- 17. Какие из указанные моделей можно представить в линейном виде?
 - (a) $y_i = \beta_1 + \frac{\beta_2}{x_i} + \varepsilon_i$
 - (b) $y_i = \exp(\beta_1 + \beta_2 x_i + \varepsilon_i)$
 - (c) $y_i = 1 + \frac{1}{\exp(\beta_1 + \beta_2 x_i + \varepsilon_i)}$
 - (d) $y_i = \frac{1}{1 + \exp(\beta_1 + \beta_2 x_i + \varepsilon_i)}$
 - (e) $y_i = x_i^{\beta_2} e^{\beta_1 + \varepsilon_i}$
- 18. У эконометриста Вовочки есть переменная 1_f , которая равна 1, если i-ый человек в выборке женщина, и 0, если мужчина. Есть переменная 1_m , которая равна 1, если i-ый человек в выборке мужчина, и 0, если женщина. Какие \hat{y} получатся, если Вовочка попытается построить регрессии:
 - (a) y на константу и 1_f
 - (b) y на константу и 1_m
 - (c) y на 1_f и 1_m без константы
 - (d) y на константу, 1_f и 1_m
- 19. У эконометриста Вовочки есть три переменных: r_i доход i-го человека в выборке, m_i пол (1 мальчик, 0 девочка) и f_i пол (1 девочка, 0 мальчик). Вовочка оценил две модели

Модель А $m_i = \beta_1 + \beta_2 r_i + \varepsilon_i$

Модель В $f_i = \gamma_1 + \gamma_2 r_i + u_i$

- (а) Как связаны между собой оценки $\hat{\beta}_1$ и $\hat{\gamma}_1$?
- (b) Как связаны между собой оценки $\hat{\beta}_2$ и $\hat{\gamma}_2$?

Оценки МНК линейны по объясняемой переменной. Если сложить объясняемые переменные в этих двух моделях, то получится вектор из единичек. Если строить регрессию вектора из единичек на константу и r, то получатся оценки коэффициентов 1 и 0. Значит, $\hat{\beta}_1 + \hat{\gamma}_1 = 1$, $\hat{\beta}_2 + \hat{\gamma}_2 = 0$

- 20. Эконометрист Вовочка оценил линейную регрессионную модель, где y измерялся в тугриках. Затем он оценил ту же модель, но измерял y в мунгу (1 тугрик = 100 мунгу). Как изменятся оценки коэффициентов? Увеличатся в 100 раз
- 21. Возможно ли, что при оценке парной регрессии $y = \beta_1 + \beta_2 x + \varepsilon$ оказывается, что $\hat{\beta}_2 > 0$, а при оценке регрессии без константы, $y = \gamma x + \varepsilon$, оказывается, что $\hat{\gamma} < 0$? да
- 22. Эконометрист Вовочка оценил регрессию y только на константу. Какой коэффициент R^2 он получит? $R^2 = 0$
- 23. Эконометрист Вовочка оценил методом наименьших квадратов модель 1, $y = \beta_1 + \beta_2 x + \beta_3 z + \varepsilon$, а затем модель 2, $y = \beta_1 + \beta_2 x + \beta_3 z + \beta_4 w + \varepsilon$. Сравните полученные ESS, RSS, TSS и R^2 . $TSS_1 = TSS_2$, $R^2 \geqslant R^2$, $RSS_2 \geqslant ESS_1$, $RSS_2 \leqslant RSS_1$
- 24. Создайте набор данных с тремя переменными y, x и z со следующими свойствами. При оценке модели $\hat{y} = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 x$ получается $\hat{\beta}_2 > 0$. При оценке модели $\hat{y} = \hat{\gamma}_1 + \hat{\gamma}_2 x + \hat{\gamma}_3 z$ получается $\hat{\gamma}_2 < 0$. Объясните принцип, руководствуясь которым легко создать такой набор данных.
- 25. У меня есть набор данных с выборочным средним \bar{y} и выборочной дисперсией s_y^2 . Как нужно преобразовать данные, чтобы выборочное среднее равнялось 7, а выборочная дисперсия 9? $y_i^* = 7 + 3(y_i \bar{y})/s_y$

2 Парный МНК без матриц

- 1. Рассмотрим модель $y_t = \beta_1 + \beta_2 \cdot t + \varepsilon_t$, где ошибки ε_t независимы и равномерны на [-1;1]. С помощью симуляций на компьютере оцените и постройте график функции плотности для $\hat{\beta}_1$, $\hat{\beta}_2$, \hat{s}^2 , $\widehat{\text{Var}}(\hat{\beta}_1)$, $\widehat{\text{Var}}(\hat{\beta}_2)$ и $\widehat{\text{Cov}}(\hat{\beta}_1,\hat{\beta}_2)$.
- 2. Пусть $y_i = \mu + \varepsilon_i$, где $\mathbb{E}(\varepsilon_i) = 0$, $\mathrm{Var}(\varepsilon_i) = \sigma^2$, $\mathrm{Cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0$ при $i \neq j$. Найдите:
 - (a) $\mathbb{E}(\overline{y})$
 - (b) $Var(\overline{y})$
 - (c) $\mathbb{E}(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(y_i-\overline{y})^2)$
 - (d) $\operatorname{Var}(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(y_i-\overline{y})^2)$, если дополнительно известно, что ε_i нормально распределены
- 3. Рассматривается модель $y_i = \beta x_i + \varepsilon_i$, $\mathbb{E}(\varepsilon_i) = 0$, $\mathrm{Var}(\varepsilon_i) = \sigma^2$, $\mathrm{Cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0$ при $i \neq j$. При каких значениях параметров c_i несмещённая оценка $\hat{\beta} = \frac{\sum_{i=1}^n c_i y_i}{\sum_{i=1}^n c_i x_i}$ имеет наименьшую дисперсию?

$$c_i = c \cdot x_i$$
, где $c \neq 0$

- 4. Пусть $y_i = \beta_1 + \beta_2 x_i + \varepsilon_i$ и $i = 1, \dots, 5$ классическая регрессионная модель. Также имеются следующие данные: $\sum_{i=1}^5 y_i^2 = 55, \sum_{i=1}^5 x_i^2 = 3, \sum_{i=1}^5 x_i y_i = 12, \sum_{i=1}^5 y_i = 15, \sum_{i=1}^5 x_i = 3$. Используя их, найдите:
 - (a) $\hat{\beta}_1$ и $\hat{\beta}_2$
 - (b) $\operatorname{Corr}(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2)$
 - (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)
$$\begin{cases} H_0: \beta_1 + \beta_2 = 1 \\ H_a: \beta_1 + \beta_2 \neq 1 \end{cases}$$

- 5. 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) $Corr(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2)$
 - (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)
$$\begin{cases} H_0: \beta_1 + \beta_2 = 1 \\ H_a: \beta_1 + \beta_2 \neq 1 \end{cases}$$

- 6. Рассмотрите классическую линейную регрессионную модель $y_i = \beta x_i + \varepsilon_i$. Найдите $\mathbb{E}\hat{\beta}$. Какие из следующих оценок параметра β являются несмещенными:
 - (a) $\hat{\beta} = \frac{y_1}{r_1}$
 - (b) $\hat{\beta} = \frac{1}{2} \frac{y_1}{x_1} + \frac{1}{2} \frac{y_n}{x_n}$
 - (c) $\hat{\beta} = \frac{1}{n} \frac{y_1}{x_1} + \ldots + \frac{y_n}{x_n}$
 - (d) $\hat{\beta} = \frac{\overline{y}}{\overline{z}}$
 - (e) $\hat{\beta} = \frac{y_n y_1}{x_n x_1}$

 - $(f) \hat{\beta} = \frac{1}{2} \frac{y_2 y_1}{x_2 x_1} + \frac{1}{2} \frac{y_n y_{n-1}}{x_n x_{n-1}}$ $(g) \hat{\beta} = \frac{1}{n} \frac{y_2 y_1}{x_2 x_1} + \frac{1}{n} \frac{y_3 y_2}{x_3 x_2} + \dots + \frac{1}{n} \frac{y_n y_{n-1}}{x_n x_{n-1}}$ $(h) \hat{\beta} = \frac{1}{n 1} \frac{y_2 y_1}{x_2 x_1} + \frac{y_3 y_2}{x_3 x_2} + \dots + \frac{y_n y_{n-1}}{x_n x_{n-1}}$

 - (i) $\hat{\beta} = \frac{x_1 y_1 + \dots + x_n y_n}{x_1^2 + \dots + x_n^2}$
 - (j) $\hat{\beta} = \frac{1}{2} \frac{y_n y_1}{x_n x_1} + \frac{1}{2n} \frac{y_1}{x_1} + \dots + \frac{y_n}{x_n}$
 - (k) $\hat{\beta} = \frac{1}{2} \frac{y_n y_1}{x_n x_1} + \frac{1}{2} \frac{x_1 y_1 + \dots + x_n y_n}{x_1^2 + \dots + x_n^2}$

 - (l) $\hat{\beta} = \frac{\sum_{i=1}^{n} (x_i \overline{x})(y_i \overline{y})}{\sum_{i=1}^{n} (x_i \overline{x}^2)^2}$ (m) $\hat{\beta} = \frac{\sum_{i=1}^{n} (x_i \overline{x})(\overline{y} y_i)}{\sum_{i=1}^{n} (x_i \overline{x}^2)^2}$
 - (n) $\hat{\beta} = \frac{y_1 + 2y_2 + \dots + ny_n}{x_1 + 2x_2 + \dots + nx_n}$
 - (o) $\hat{\beta} = \frac{\sum_{i=1}^{n} i(y_i \overline{y})}{\sum_{i=1}^{n} i(x_i \overline{x})}$
 - (p) $\hat{\beta} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \frac{y_i}{x_i}$

(q)
$$\hat{\beta} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \frac{y_i - \overline{y}}{x_i - \overline{x}}$$

- 7. Рассмотрите классическую линейную регрессионную модель $y_i = \beta x_i + \varepsilon_i$. Найдите $Var(\beta)$.
 - (a) $\hat{\beta} = \frac{y_1}{r_1}$
 - (b) $\hat{\beta} = \frac{1}{2} \frac{y_1}{x_1} + \frac{1}{2} \frac{y_n}{x_n}$
 - (c) $\hat{\beta} = \frac{1}{n} \frac{y_1}{x_1} + \ldots + \frac{y_n}{x_n}$
 - (d) $\hat{\beta} = \frac{\overline{y}}{\overline{z}}$
 - (e) $\hat{\beta} = \frac{y_n y_1}{x_n x_1}$
 - (f) $\hat{\beta} = \frac{1}{2} \frac{y_2 y_1}{x_2 x_1} + \frac{1}{2} \frac{y_n y_{n-1}}{x_n x_{n-1}}$

 - (g) $\hat{\beta} = \frac{x_1 y_1 + \dots + x_n y_n}{x_1^2 + \dots + x_n^2}$ (h) $\hat{\beta} = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i \overline{x})(y_i \overline{y})}{\sum_{i=1}^n (x_i \overline{x}^2)^2}$
 - (i) $\hat{\beta} = \frac{\sum_{i=1}^{n} (x_i \overline{x})(\overline{y} y_i)}{\sum_{i=1}^{n} (x_i \overline{x}^2)^2}$
 - (j) $\hat{\beta} = \frac{y_1 + 2y_2 + \dots + ny_n}{x_1 + 2x_2 + \dots + nx_n}$ (k) $\hat{\beta} = \frac{\sum_{i=1}^{n} i(y_i \overline{y})}{\sum_{i=1}^{n} i(x_i \overline{x})}$

 - (l) $\hat{\beta} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \frac{y_i}{r}$
 - (m) $\hat{\beta} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \frac{y_i \overline{y}}{r \overline{x}}$
- 8. Рассмотрите классическую линейную регрессионную модель $y_i = \beta \cdot i + \varepsilon_i, i = 1, \dots, n$. Какая из оценок $\hat{\beta}$ и $\tilde{\beta}$ является более эффективной?
 - (a) $\hat{\beta} = y_1$ и $\tilde{\beta} = y_2/2$
 - (b) $\hat{\beta} = y_1 \text{ M } \tilde{\beta} = \frac{1}{2}y_1 + \frac{1}{2}\frac{y_2}{2}$
 - (c) $\hat{\beta} = \frac{1}{n} \frac{y_1}{1} + \ldots + \frac{y_n}{n} \text{ M } \tilde{\beta} = \frac{1 \cdot y_1 + \ldots + n \cdot y_n}{1^2 + \ldots + n^2}$
- 9. На основе 100 наблюдений была оценена функция спроса:

$$\widehat{\ln Q} = 0.87 - 1.23 \ln P$$
(s.e.) (0.04) (0.02)

Значимо ли коэффициент эластичности спроса по цене отличается от -1? Рассмотрите уровень значимости 5%.

10. На основе 100 наблюдений была оценена функция спроса:

$$\widehat{\ln Q} = 2.87 - 1.12 \ln P$$
(s.e.) (0.04)

На уровне значимости 5% проверьте гипотезу $H_0: \beta_{\ln P} = -1$ против альтернативной $H_a:$ $\beta_{\ln P} < -1$. Дайте экономическую интерпретацию проверяемой гипотезе и альтернативе.

11. Используя годовые данные с 1960 по 2005 г., была построена кривая Филлипса, связывающая уровень инфляции Inf и уровень безработицы Unem:

$$\widehat{Inf} = 2.34 - 0.23Unem$$

$$\sqrt{\widehat{Var}(\hat{\beta}_{Unem})} = 0.04, R^2 = 0.12$$

На уровне значимости 1% проверьте гипотезу $H_0: \beta_{Unem} = 0$ против альтернативной $H_a: \beta_{Unem} \neq 0.$

- 12. Пусть $y_i = \beta_1 + \beta_2 x_i + \varepsilon_i$ и $i = 1, \dots, 18$ классическая регрессионная модель, где $\mathbb{E}(\varepsilon_i) = 0$, $Var(\varepsilon_i) = \sigma^2$. Также имеются следующие данные: $\sum_{i=1}^{18} y_i^2 = 4256$, $\sum_{i=1}^{18} x_i^2 = 185$, $\sum_{i=1}^{18} x_i y_i = 814.25$, $\sum_{i=1}^{18} y_i = 225$, $\sum_{i=1}^{18} x_i = 49.5$. Используя эти данные, оцените эту регрессию и на уровне значимости 5% проверьте гипотезу $H_0: \beta_1 = 3.5$ против альтернативной $H_a: \beta_1 > 3.5$:
 - (а) Приведите формулу для тестовой статистики
 - (b) Укажите распределение тестовой статистики
 - (с) Вычислите наблюдаемое значение тестовой статистики
 - (d) Укажите границы области, где основная гипотеза не отвергается
 - (е) Сделайте статистический вывод
- 13. Рассматривается модель $y_i = \mu + \varepsilon_i$, где $\mathbb{E}(\varepsilon_i) = 0$, $\mathrm{Var}(\varepsilon_i) = \sigma^2$ и $\mathrm{Cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0$ при $i \neq j$. При каких c_i несмещенная оцека

$$\hat{\mu} = \sum_{i=1}^{n} c_i y_i$$

ИМЕЕТ НАИМЕНЬШУЮ ДИСПЕРСИЮ? Через теорему Гаусса-Маркова или через условную минимизацию, $c_i = 1/n$

- 14. Рассмотрим классическую линейную регрессионную модель, $y_t = \beta \cdot t + \varepsilon_t$. Какая из оценок, $\hat{\beta}$ или $\hat{\beta}'$ является более эффективной?
 - (a) $\hat{\beta} = y_1, \, \hat{\beta}' = y_2/2$
 - (b) $\hat{\beta} = y_1, \, \hat{\beta}' = 0.5y_1 + 0.5\frac{y_2}{2}$
 - (c) $\hat{\beta} = \frac{1}{n} \left(y_1 + \frac{y_2}{2} + \frac{y_3}{3} + \ldots + \frac{y_n}{n} \right), \ \hat{\beta}' = \frac{y_1 + 2y_2 + \ldots + ny_n}{1^2 + 2^2 + \ldots + n^2}$
- 15. Ошибки регрессии ε_i независимы и равновероятно принимают значения +1 и -1. Также известно, что $y_i = \beta \cdot i + \varepsilon_i$. Модель оценивается всего по двум наблюдениям.
 - (a) Найдите закон распределения $\hat{\beta}, RSS, ESS, TSS, R^2$
 - (b) Найдите $\mathbb{E}(\hat{\beta})$, $Var(\hat{\beta})$, $\mathbb{E}(RSS)$, $\mathbb{E}(ESS)$, $\mathbb{E}(R^2)$
 - (c) При каком β величина $\mathbb{E}(R^2)$ достигает максимума?
- 16. Рассмотрим модель с линейным трендом без свободного члена, $y_t = \beta t + \varepsilon_t$.
 - (а) Найдите МНК оценку коэффициента β
 - (b) Рассчитайте $\mathbb{E}(\hat{\beta})$ и $\mathrm{Var}(\hat{\beta})$ в предположениях теоремы Гаусса-Маркова
 - (c) Верно ли, что оценка $\hat{\beta}$ состоятельна?
 - (a) $\hat{\beta} = \frac{\sum y_t t}{\sum t^2}$
 - (b) $\mathbb{E}(\hat{\beta}) = \beta$ и $\operatorname{Var}(\hat{\beta}) = \frac{\sigma^2}{\sum_{t=1}^T t^2}$
 - (с) Да, состоятельна
- 17. В модели $y_t = \beta_1 + \beta_2 x_t$, где $x_t = \left\{ \begin{array}{l} 2, \ t=1 \\ 1, \ t>1 \end{array} \right.$:
 - (a) Найдите мнк-оценку $\hat{\beta}_2$
 - (b) Рассчитайте $\mathbb{E}(\hat{\beta}_2)$ и $\mathrm{Var}(\hat{\beta}_2)$ в предположениях теоремы Гаусса-Маркова
 - (c) Верно ли, что оценка $\hat{\beta}_2$ состоятельна?

несостоятельна

- 18. В модели $y_t = \beta_1 + \beta_2 x_t$, где $x_t = \begin{cases} 1, t = 2k+1 \\ 0, t = 2k \end{cases}$:
 - (a) Найдите мнк-оценку $\hat{\beta}_2$

- (b) Рассчитайте $\mathbb{E}(\hat{\beta}_2)$ и $\mathrm{Var}(\hat{\beta}_2)$ в предположениях теоремы Гаусса-Маркова
- (c) Верно ли, что оценка $\hat{\beta}_2$ состоятельна?
- 19. Априори известно, что парная регрессия должна проходить через точку (x_0, y_0) .
 - (а) Выведите формулы МНК оценок;
 - (b) В предположениях теоремы Гаусса-Маркова найдите дисперсии и средние оценок

Вроде бы равносильно переносу начала координат и применению результата для регрессии без свободного члена. Должна остаться несмещенность

- 20. Мы предполагаем, что y_t растёт с линейным трендом, т.е. $y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \varepsilon_t$. Все предпосылки теоремы Гаусса-Маркова выполнены. В качестве оценки $\hat{\beta}_2$ предлагается $\hat{\beta}_2 = \frac{Y_T 1}{T 1}$, где T общее количество наблюдений.
 - (a) Найдите $\mathbb{E}(\hat{\beta}_2)$ и $\mathrm{Var}(\hat{\beta}_2)$
 - (b) Совпадает ли оценка $\hat{\beta}_2$ с классической мнк-оценкой?
 - (c) У какой оценки дисперсия выше, у $\hat{\beta}_2$ или классической мнк-оценки?
- 21. Вася считает, что выборочная ковариация $\mathrm{SCov}(y,\hat{y}) = \frac{\sum (y_i \bar{y})(\hat{y}_i \bar{y})}{n-1}$ это неплохая оценка для $\mathrm{Cov}(y_i,\hat{y}_i)$. Прав ли он? не прав. Ковариация $\mathrm{Cov}(y_i,\hat{y}_i)$ зависит от i, это не одно неизвестное число, для которого можно предложить одну оценку.
- 22. В классической линейной регрессионной модели $y_i = \beta_1 + \beta_2 x_i + \varepsilon_i$, дисперсия зависимой переменной не зависит от номера наблюдения, $\mathrm{Var}(y_i) = \sigma^2$. Почему для оценки σ^2 вместо известной из курса математической статистики формулы $\sum (y_i \bar{y})^2/(n-1)$ используют $\sum \hat{\varepsilon}_i^2/(n-2)$? формула $\sum (y_i \bar{y})^2/(n-1)$ неприменима так как $\mathbb{E}(y_i)$ не является константой
- 23. Оценка регрессии имеет вид $\hat{y}_i = 3 2x_i$. Выборочная дисперсия x равна 9, выборочная дисперсия y равна 40. Найдите R^2 и выборочные корреляции $\mathrm{sCorr}(x,y)$, $\mathrm{sCorr}(y,\hat{y})$. R^2 это отношение выборочных дисперсий \hat{y} и y.
- 24. Слитки-вариант. Перед нами два золотых слитка и весы, производящие взвешивания с ошибками. Взвесив первый слиток, мы получили результат 300 грамм, взвесив второй слиток 200 грамм, взвесив оба слитка 400 грамм. Предположим, что ошибки взвешивания независимые одинаково распределенные случайные величины с нулевым средним.
 - (а) Найдите несмещеную оценку веса первого слитка, обладающую наименьшей дисперсией.
 - (b) Как можно проинтерпретировать нулевое математическое ожидание ошибки взвешивания?

Как отсутствие систематической ошибки.

3 Многомерный МНК без матриц

1. Эконометрэсса Ширли зашла в пустую аудиторию, где царил приятный полумрак, и увидела на доске до боли знакомую надпись:

$$\hat{y} = 1.1 - 0.7 \cdot x_2 + 0.9 \cdot x_3 - 19 \cdot x_4$$

Помогите эконометрэссе Ширли определить, что находится в скобках

- (а) Р-значения
- (b) t-статистики
- (с) стандартные ошибки коэффициентов
- (d) R^2 скорректированный на номер коэффициента

(e) показатели VIF для каждого коэффициента

- 2. Для нормальной регрессии с 5-ю факторами (включая свободный член) известны границы симметричного по вероятности 80% доверительного интервала для дисперсии σ_{ε}^2 : A=45, B = 87.942.
 - (а) Определите количество наблюдений в выборке
 - (b) Вычислите $\hat{\sigma}_{\varepsilon}^2$
 - (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 $\frac{\chi^2_{30;0.1}}{\chi^2_{30;0.9}}=\frac{40.256}{20.599}=1.95426.$ Значит, n-5=30, отсюда следует, что n=35.
 - (b) $\hat{\sigma}_{\varepsilon}^2 = 45 \frac{\chi_u^2}{n-5} = 45 \frac{40.256}{30} = 60.384$
- 3. Рассмотрим следующую регрессионную модель зависимости логарифма заработной платы $\ln W$ от уровня образования Edu, опыта работы Exp, Exp^2 и уровня образования родителей Fedu, Medu:

$$\widehat{\ln W} = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 E du + \hat{\beta}_3 E x p + \hat{\beta}_4 E x p^2 + \hat{\beta}_5 F e du + \hat{\beta}_6 M e du$$

Модель регрессии была отдельно оценена по выборкам из 35 мужчин и 23 женщин, и были получены остаточные суммы квадратов $RSS_1 = 34.4$ и $RSS_2 = 23.4$ соответственно. Остаточная сумма квадратов в регрессии, оценённой по объединённой выборке, равна 70.3. На уровне значимости 5% проверьте гипотезу об отсутствии дискриминации в оплате труда между мужчинами и женщинами.

с номерами с 1 по 35 относились к мужчинам, а наблюдения с номерами с 36 по Упорядочим нашу выборку таким образом, чтобы наблюдения 58 относились к женщинам. Тогда уравнение

$$\ln W_i = \beta_1 + \beta_2 E du_i + \beta_3 Exp_i + \beta_4 Exp_i^2 + \beta_5 Fedu_i + \beta_6 Medu_i + \varepsilon_i, i = 1, ..., 35$$

соответствует регрессии, построенной для подвыборки из мужчин, а уравнение

$$\ln W_i = \gamma_1 + \gamma_2 E du_i + \gamma_3 Exp_i + \gamma_4 Exp_i^2 + \gamma_5 Fedu_i + \gamma_6 Medu_i + \varepsilon_i, i = 36, ..., 58$$

соответствует регрессии, построенной для подвыборки из женщин. Введем следующие переменные:

$$d_i = egin{cases} 1, & \text{если i--ое наблюдение соответствует мужчине,} \ 0, & \text{в противном случае;} \end{cases}$$

$$dum_i = \begin{cases} 1, & \text{если i--0e наблюдение соответствует женщине,} \\ 0, & \text{в противном случае.} \end{cases}$$

$$\ln W_i = \beta_1 d_i + \gamma_1 dum_i + \beta_2 E du_i d_i + \gamma_2 E du_i dum_i + \beta_3 Exp_i d_i + \gamma_3 Exp_i dum_i + \beta_4 Exp_i^2 d_i + \gamma_4 Exp_i^2 d_i + \gamma_5 Exp_i dum_i + \beta_5 Exp_i dum_i + \beta_5 Exp_i dum_i + \beta_6 Exp_i dum_i +$$

$$+\gamma_4 Exp_i^2 dum_i + \beta_5 Fedu_i d_i + \gamma_5 Fedu_i dum_i + \beta_6 Medu_i d_i + \gamma_6 Medu_i dum_i + \varepsilon_i, i=1,...,58$$

Гипотеза, которую требуется проверить в данной задаче, имеет вид

$$H_0: \begin{cases} \beta_1 = \gamma_1, \\ \beta_2 = \gamma_2, & H_1: |\beta_1 - \gamma_1| + |\beta_2 - \gamma_2| + \dots + |\beta_6 - \gamma_6| > 0. \\ \dots \\ \beta_6 = \gamma_6 \end{cases}$$

Тогда регрессия

$$\begin{split} &\ln W_i = \beta_1 d_i + \gamma_1 du m_i + \beta_2 E du_i d_i + \gamma_2 E du_i du m_i + \beta_3 Exp_i d_i + \gamma_3 Exp_i du m_i + \beta_4 Exp_i^2 d_i + \\ &+ \gamma_4 Exp_i^2 du m_i + \beta_5 Fedu_i d_i + \gamma_5 Fedu_i du m_i + \beta_6 Medu_i d_i + \gamma_6 Medu_i du m_i + \varepsilon_i, i = 1, ..., 58 \end{split}$$

по отношению к основной гипотезе H_0 является регрессией без ограничений, а регрессия

$$\ln W_i = \beta_1 + \beta_2 E du_i + \beta_3 Exp_i + \beta_4 Exp_i^2 + \beta_5 Fedu_i + \beta_6 Medu_i + \varepsilon_i, i = 1, ..., 58$$

является регрессией с ограничениями.

Кроме того, для решения задачи должен быть известен следующий факт: $RSS_{UR}=RSS_1+RSS_2$, где RSS_{UR} — это сумма квадратов остатков в м

$$\ln W_i = \beta_1 d_i + \gamma_1 dum_i + \beta_2 E du_i d_i + \gamma_2 E du_i dum_i + \beta_3 Exp_i d_i + \gamma_3 Exp_i dum_i + \beta_4 Exp_i^2 d_i +$$

 RSS_1 — это сумма квадратов остатков в модели:

$$\ln W_i = \beta_1 + \beta_2 E du_i + \beta_3 E x p_i + \beta_4 E x p_i^2 + \beta_5 F e du_i + \beta_6 M e du_i + \varepsilon_i, i = 1, ..., 35$$

 RSS_2 — это сумма квадратов остатков в модели:

$$\ln W_i = \gamma_1 + \gamma_2 E du_i + \gamma_3 E x p_i + \gamma_4 E x p_i^2 + \gamma_5 F e du_i + \gamma_6 M e du_i + \varepsilon_i, i = 36, ..., 58$$

(а) Тестовая статистика:

$$T = \frac{(RSS_R - RSS_{UR})/q}{RSS_{UR}/(n-m)},$$

где RSS_R – сумма квадратов остатков в модели с ограничениями;

 RSS_{UR} – сумма квадратов остатков в модели без ограничений;

q – число линейно независимых уравнений в основной гипотезе H_0 ;

n — общее число наблюдений;

m — число коэффициентов в модели без ограничений

(b) Распределение тестовой статистики:

$$T \sim F(q, n-m)$$

(с) Наблюдаемое значение тестовой статистики:

$$T_{obs} = \frac{(70.3 - (34.4 + 23.4))/6}{(34.4 + 23.4)/(58 - 12)} = 1.66$$

(d) Область, в которой H_0 не отвергается:

$$[0;T_{cr}]=[0;2.3]$$

- (е) Статистический вывод: Поскольку $T_{obs} \in [0; T_{cr}]$, то на основе имеющихся данных мы не можем отвергнуть гипотезу H_0 в пользу альтернативной H_1 . Следовательно, имеющиеся данные не противоречат гипотезе об отсутствии дискриминации на рынке труда между мужчинами и женщинами.
- 4. Рассмотрим следующую регрессионную модель зависимости логарифма заработной платы $\ln W$ от уровня образования Edu, опыта работы Exp, Exp^2 :

$$\widehat{\ln W} = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 E du + \hat{\beta}_3 E x p + \hat{\beta}_4 E x p^2$$

Модель регрессии была отдельно оценена по выборкам из 20 мужчин и 20 женщин, и были получены остаточные суммы квадратов $RSS_1 = 49.4$ и $RSS_2 = 44.1$ соответственно. Остаточная сумма квадратов в регрессии, оценённой по объединённой выборке, равна 105.5. На уровне 5% проверьте гипотезу об отсутствии дискриминации в оплате труда между мужчинами и женщинами.

- 5. Ниже приведены результаты оценивания спроса на молоко для модели $y_i = \beta_1 + \beta_2 I_i + \beta_3 P_i + \varepsilon_i$, где y_i стоимость молока, купленного i-ой семьёй за последние 7 дней (в руб.), I_i месячный доход i-ой семьи (в руб.), P_i цена 1 литра молока (в руб.). Вычисления для общей выборки, состоящей из 2127 семей, дали RSS = 8841601. Для двух подвыборок, состоящих из 348 городских и 1779 сельских семей, соответствующие суммы квадратов остатков оказались следующими: $RSS_1 = 1720236$ и $RSS_2 = 7099423$. Можно ли считать зависимость спроса на молоко от его цены и дохода единой для городской и сельской местности? Ответ обоснуйте подходящим тестом.
- 6. По 52 наблюдениям была оценена следующая зависимость цены квадратного метра квартиры Price (в долларах) от площади кухни K (в квадратных метрах), времени в пути пешком до ближайшего метро M (в минутах), расстояния до центра города C (в км) и наличия рядом с домом лесопарковой зоны P (1 есть, 0 нет).

$$\widehat{Price}_{(s.e.)} = 16.12 + 1.7 K - 0.35 M - 0.46 C + 2.22 P$$

$$_{(0.14)} = (0.14) K - 0.35 M - 0.46 C + 0.00$$

$$_{(0.12)} = (0.12) K - 0.00$$

$$R^{2} = 0.78, \sum_{i=1}^{52} (Price_{i} - \overline{Price})^{2} = 278$$

Предположим, что все квартиры в выборке можно отнести к двум категориям: квартиры на севере города (28 наблюдений) и квартиры на юге города (24 наблюдения). Модель регрессии была оценена отдельно только по квартирам на севере и только по квартирам на юге. Ниже приведены результаты оценивания.

Для квартир на севере:

$$\widehat{Price}_{(s.e.)} = \underset{(3.3)}{14} + \underset{(0.23)}{1.6}K - \underset{(0.04)}{0.33}M - \underset{(0.22)}{0.4}C + \underset{(0.78)}{2.1}P, RSS = 21.8$$

Для квартир на юге:

$$\widehat{Price}_{(s.e.)} = \underset{(3.9)}{16.8} + \underset{(0.4)}{1.62}K - \underset{(0.12)}{0.29}M - \underset{(0.23)}{0.51}C + \underset{(1.28)}{1.98}P, RSS = 19.2$$

На уровне значимости 5% проверьте гипотезу о различии в ценообразовании квартир на севере и на юге.

7. По 52 наблюдениям была оценена следующая зависимость цены квадратного метра квартиры Price (в долларах) от площади кухни K (в квадратных метрах), времени в пути пешком до ближайшего метро M (в минутах), расстояния до центра города C (в км) и наличия рядом с домом лесопарковой зоны P (1 — есть, 0 — нет).

$$\widehat{Price}_{(s.e.)} = 16.12 + 1.7 K - 0.35 M - 0.46 C + 2.22 P$$

$$_{(0.14)} = (0.14) K - 0.35 M - 0.46 C + 0.00$$

$$R^{2} = 0.78, \sum_{i=1}^{52} (Price_{i} - \overline{Price})^{2} = 278$$

Предположим, что все квартиры в выборке можно отнести к двум категориям: квартиры на севере города (28 наблюдений) и квартиры на юге города (24 наблюдения). Пусть S — это фиктивная переменная, равная 1 для домов в южной части города и 0 для домов в северной части города. Используя эту переменную, была оценена следующая регрессия:

$$\widehat{Price}_{(s.e.)} = \underbrace{14.12 + 0.25S + 1.65K + 0.17K \cdot S - 0.37M + 0.05M \cdot S - 0.44C - 0.06C \cdot S + 2.27P - 0.23P \cdot S}_{(0.13)} + \underbrace{0.11}_{(0.14)} + \underbrace{0.11}_{(0.14)}$$

$$R^2 = 0.85$$

На уровне значимости 5% проверьте гипотезу о различии в ценообразовании квартир на севере и на юге.

8. На основе квартальных данных с 2003 по 2008 год было получено следующее уравнение регрессии, описывающее зависимость цены на товар P от нескольких факторов:

$$P = 3.5 + 0.4X + 1.1W, ESS = 70.4, RSS = 40.5$$

Когда в уравнение были добавлены фиктивные переменные, соответствующие первым трем кварталам года Q_1, Q_2, Q_3 , оцениваемая модель приобрела вид:

$$P_t = \beta + \beta_X X_t + \beta_W W_t + \beta_{Q_{1t}} Q_{1t} + \beta_{Q_{2t}} Q_{2t} + \beta_{Q_{3t}} Q_{3t} + \varepsilon_t$$

При этом величина ESS выросла до 86.4. Сформулируйте и на уровне значимости 5% проверьте гипотезу о наличии сезонности.

9. Рассмотрим следующую функцию спроса с сезонными переменными SPRING (весна), SUMMER (лето), FALL (осень):

$$\widehat{\ln Q} = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 \cdot \ln P + \hat{\beta}_3 \cdot SPRING + \hat{\beta}_4 \cdot SUMMER + \hat{\beta}_5 \cdot FALL$$

$$R^2 = 0.37, n = 20$$

Напишите спецификацию регрессии с ограничениями для проверки статистической гипотезы $H_0: \beta_3 = \beta_5$. Дайте интерпретацию проверяемой гипотезе. Пусть для регрессии с ограничениями был вычислен коэффициент $R_R^2 = 0.23$. На уровне значимости 5% проверьте нулевую гипотезу.

10. Рассмотрим следующую функцию спроса с сезонными переменными SPRING (весна), SUMMER (лето), FALL (осень):

$$\widehat{\ln Q} = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 \cdot \ln P + \hat{\beta}_3 \cdot SPRING + \hat{\beta}_4 \cdot SUMMER + \hat{\beta}_5 \cdot FALL$$

$$R^2 = 0.24, n = 24$$

Напишите спецификацию регрессии с ограничениями для проверки статистической гипотезы $H_0: \begin{cases} \beta_3 = 0, \\ \beta_4 = \beta_5 \end{cases}$. Дайте интерпретацию проверяемой гипотезе. Пусть для регрессии с ограничениями был вычислен коэффициент $R_R^2 = 0.13$. На уровне значимости 5% проверьте нулевую гипотезу.

- 11. Исследователь собирается по выборке, содержащей данные за 2 года, построить модель линейной регрессии с константой и 3-мя объясняющими переменными. В модель предполагается ввести 3 фиктивные сезонные переменные SPRING (весна), SUMMER (лето) и FALL (осень) на все коэффициенты регрессии. Однако в процессе оценивания статистический пакет вывел на экран компьютера следующее сообщение "insufficient number of observations". Объясните, почему имеющегося числа наблюдений не хватило для оценивания параметров модели.
- 12. По данным для 57 индивидов оценили зависимость длительности обучения индивида S от способностей индивида, описываемых обобщённой переменной IQ, и пола индивида, описываемого с помощью фиктивной переменной MALE (равной 1 для мужчин и 0 для женщин), с помощью двух регрессий (в скобках под коэффициентами указаны оценки стандартных отклонений):

$$\hat{S}_{(s.e.)} = 6.12 + 0.147 \cdot IQ, RSS = 2758.6$$

$$\hat{S}_{(s.e.)} = 6.12 + 0.147 \cdot IQ - 1.035 \cdot MALE + 0.0166 \cdot (MALE \cdot IQ), RSS = 2090.98$$

$$(0.73) + (0.014) \cdot IQ - (0.933) \cdot MALE + 0.0166 \cdot (MALE \cdot IQ), RSS = 2090.98$$

Зависит ли длительность обучения от пола индивида и почему?

13. По данным, содержащим 30 наблюдений, построена регрессия:

$$\hat{y} = 1.3870 + 5.2587 \cdot x + 2.6259 \cdot d + 2.5955 \cdot x \cdot d$$

где фиктивная переменная d определяется следующим образом:

$$d_i = \begin{cases} 1 & \text{при } i \in \{1, \dots, 20\}, \\ 0 & \text{при } i \in \{21, \dots, 30\}. \end{cases}$$

Найдите оценки коэффициентов в модели $y_i = \beta_1 + \beta_2 x_i + \varepsilon_i$, построенной по первым 20-ти наблюдениям, т.е. при $i \in \{1, \dots, 20\}$.

14. Выборка содержит 30 наблюдений зависимой переменной y и независимой переменной x. Ниже приведены результаты оценивания уравнения регрессии $y_i = \beta_1 + \beta_2 x_i + \varepsilon_i$ по первым 20-ти и последним 10-ти наблюдениям соответственно:

$$\hat{y} = 4.0039 + 2.6632 \cdot x$$

$$\hat{y} = 1.3780 + 5.2587 \cdot x$$

По имеющимся данным найдите оценки коэффициентов модели, рассчитанной по 30-ти наблюдениям $y_i = \beta_1 + \beta_2 x_i + \Delta \beta_1 \cdot d_i + \Delta \beta_2 \cdot x_i \cdot d_i + \varepsilon_i$, где фиктивная переменная d определяется следующим образом:

$$d_i = \begin{cases} 1 & \text{при } i \in \{1, \dots, 20\}, \\ 0 & \text{при } i \in \{21, \dots, 30\}. \end{cases}$$

- 15. Пусть регрессионная модель имеет вид $y_i = \beta_1 + \beta_2 x_{i1} + \beta_3 x_{i2} + \beta_4 x_{i3} + \varepsilon_i, i = 1, \dots, n$. Тестируемая гипотеза $H_0: \beta_2 = \beta_3 = \beta_4$. Запишите, какой вид имеет модель «с ограничением» для тестирования указанной гипотезы.
- 16. Пусть регрессионная модель имеет вид $y_i = \beta_1 + \beta_2 x_{i1} + \beta_3 x_{i2} + \beta_4 x_{i3} + \varepsilon_i, i = 1, \dots, n$. Тестируемая гипотеза $H_0: \beta_3 = \beta_4 = 1$. Какая модель из приведённых ниже может выступать в качестве модели «с ограничением» для тестирования указанной гипотезы? Если ни одна из них, то запишите свою.
 - (a) $y_i (x_{i2} + x_{i3}) = \beta_1 + \beta_2 x_{i1} + \varepsilon_i$
 - (b) $y_i + (x_{i2} x_{i3}) = \beta_1 + \beta_2 x_{i1} + \varepsilon_i$
 - (c) $y_i + x_{i2} + x_{i3} = \beta_1 + \beta_2 x_{i1} + \varepsilon_i$
 - (d) $y_i = \beta_1 + \beta_2 x_{i1} + \beta_3 + \beta_4 + \varepsilon_i$
- 17. Пусть регрессионная модель имеет вид $y_i = \beta_1 + \beta_2 x_{i1} + \beta_3 x_{i2} + \beta_4 x_{i3} + \varepsilon_i, i = 1, \dots, n.$ Тестируемая гипотеза $H_0: \begin{cases} \beta_2 + \beta_3 + \beta_4 = 1, \\ \beta_3 + \beta_4 = 0. \end{cases}$ Какая модель из приведённых ниже может выступать в качестве модели «с ограничением» для тестирования указанной гипотезы?

(a) $y_i - x_{i1} = \beta_1 + \beta_3(x_{i2} - x_{i3}) + \varepsilon_i$

Если ни одна из них, то запишите свою.

- (b) $y_i x_{i1} = \beta_1 + \beta_4(x_{i3} x_{i2}) + \varepsilon_i$
- (c) $y_i + x_{i1} = \beta_1 + \beta_3(x_{i2} + x_{i3}) + \varepsilon_i$
- (d) $y_i + x_{i1} = \beta_1 + \beta_3(x_{i2} x_{i3}) + \varepsilon_i$
- 18. Пусть регрессионная модель имеет вид $y_i = \beta_1 + \beta_2 x_{i1} + \beta_3 x_{i2} + \beta_4 x_{i3} + \varepsilon_i, i = 1, \dots, n.$ Тестируемая гипотеза $H_0: \begin{cases} \beta_2 \beta_3 = 0, \\ \beta_3 + \beta_4 = 0. \end{cases}$ Какая модель из приведённых ниже может

выступать в качестве модели «с ограничением» для тестирования указанной гипотезы? Если ни одна из них, то запишите свою.

- (a) $y_i = \beta_1 + \beta_3(x_{i2} x_{i1} x_{i3}) + \varepsilon_i$
- (b) $y_i x_{i1} = \beta_1 + \beta_4(x_{i3} x_{i2}) + \varepsilon_i$
- (c) $y_i = \beta_1 + \beta_3(x_{i1} + x_{i2} + x_{i3}) + \varepsilon_i$
- (d) $y_i = \beta_1 + \beta_3(x_{i1} + x_{i2} x_{i3}) + \varepsilon_i$
- 19. Известно, что P-значение для коэффициента регрессии равно 0.087, а уровень значимости 0.1. Является ли значимым данный коэффициент в регрессии?
- 20. Известно, что P-значение для коэффициента регрессии равно 0.078, а уровень значимости 0.05. Является ли значимым данный коэффициент в регрессии?
- 21. Известно, что P-значение для коэффициента регрессии равно 0.09. На каком уровне значимости данный коэффициент в регрессии будет признан значимым?

22. Ниже приведены результаты оценивания уравнения линейной регрессии зависимости количества смертей в автомобильных катастрофах от различных характеристик:

$$deaths_i = \beta_1 + \beta_2 drivers_i + \beta_3 popden_i + \beta_4 temp + \beta_5 fuel + \varepsilon_i$$

$$\widehat{deaths}_i = -\underbrace{27.1}_{(222.8803)} + \underbrace{4.64}_{(0.3767)} \cdot drivers_i - \underbrace{0.0228}_{(0.0239)} \cdot popden_i + \underbrace{5.3}_{(4.6016)} \cdot temp_i - \underbrace{0.663}_{(0.8679)} \cdot fuel_i$$

| | Estimate | St.Error | t value | P-value |
|-----------|----------|----------|---------|---------|
| Intercept | -27.10 | 222.88 | -0.12 | 0.90 |
| Drivers | 4.64 | 0.38 | 12.30 | 0.00 |
| Popden | -0.02 | 0.02 | -0.95 | 0.35 |
| Temp | 5.30 | 4.60 | 1.15 | 0.26 |
| Fuel | -0.66 | 0.87 | -0.76 | 0.45 |

Перечислите, какие из переменных в регрессии являются значимыми и на каком уровне значимости.

23. Была оценена функция Кобба-Дугласа с учётом человеческого капитала H (K — физический капитал, L — труд):

$$\widehat{\ln Q} = 1.4 + 0.46 \ln L + 0.27 \ln H + 0.23 \ln K$$

$$ESS = 170.4, RSS = 80.3, n = 21$$

- (a) Чему равен коэффициент R^2 ?
- (b) На уровне значимости 1% проверьте гипотезу о значимости регрессии «в целом»
- 24. На основе опроса 25 человек была оценена следующая модель зависимости логарифма зарплаты $\ln W$ от уровня образования Edu (в годах) и возраста Age:

$$\widehat{\ln W} = 1.7 + 0.5Edu + 0.06Age - 0.0004Age^2$$

$$ESS = 90.3, RSS = 60.4$$

Когда в модель были введены переменные Fedu и Medu, учитывающие уровень образования родителей, величина ESS уведичилась до 110.3.

- (а) Напишите спецификацию уравнения регрессии с учётом образования родителей
- (b) Сформулируйте и на уровне значимости 5% проверьте гипотезу о значимом влиянии уровня образования родителей на заработную плату:
 - і. Сформулируйте гипотезу
 - іі. Приведите формулу для тестовой статистики
 - ііі. Укажите распределение тестовой статистики
 - iv. Вычислите наблюдаемое значение тестовой статистики
 - v. Укажите границы области, где основная гипотеза не отвергается
 - vi. Сделайте статистический вывод

Ограниченная модель (Restricted model):

$$\ln W_i = \beta + \beta_{Edu} Edu_i + \beta_{Age} Age_i + \beta_{Age^2} Age_i^2 + \varepsilon_i$$

Неограниченная модель (Unrestricted model):

$$\ln W_i = \beta + \beta_{Edu}Edu_i + \beta_{Age}Age_i + \beta_{Age^2}Age_i^2 + \beta_{Fedu}Fedu_i + \beta_{Medu}Medu_i + \varepsilon_i$$

По условию $ESS_R=90.3,\ RSS_R=60.4,\ TSS=ESS_R+RSS_R=90.3+60.4=150.7.$ Также сказано, что $ESS_{UR}=110.3.$ Значит, $RSS_{UR}=TSS-ESS_{UR}=150.7-110.3=40.4$

(а) Спецификация:

$$\ln W_i = \beta + \beta_{Edu}Edu_i + \beta_{Age}Age_i + \beta_{Age^2}Age_i^2 + \beta_{Fedu}Fedu_i + \beta_{Medu}Medu_i + \varepsilon_i$$

(b) Проверка гипотезы

i.
$$H_0: \begin{cases} eta_{Fedu} = 0 \\ eta_{Medu} = 0 \end{cases}$$
 $H_a: |eta_{Fedu}| + |eta_{Medu}| > 0$

- ії. $T=rac{(RSS_R-RSS_{UR})/q}{RSS_{UR}/(n-k)}$, где q=2 число линейно независимых уравнений в основной гипотезе $H_0,\,n=25$ число наблюдений, k=6 число коэффициентов в модели без ограничения
- iii. $T \sim F(q; n k)$
- iv. $T_{obs} = \frac{(RSS_R RSS_{UR})/q}{RSS_{UR}/(n-k)} = \frac{(60.4 40.4)/2}{40.4/(25 6)} = 4.70$
- v. Нижняя граница = 0, верхняя граница = 3.52
- vi. Поскольку $T_{obs}=4.70$, что не принадлежит промежутку от 0 до 3.52, то на основе имеющихся данных можно отвергнуть основную гипотезу на уровне значимости 5%. Таким образом, образование родителей существенно влияет на заработную плату.
- 25. Рассмотрим следующую модель зависимости цены дома Price (в тысячах долларов) от его площади Hsize (в квадратных метрах), площади участка Lsize (в квадратных метрах), числа ванных комнат Bath и числа спален BDR:

$$\widehat{Price} = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 H size + \hat{\beta}_3 L size + \hat{\beta}_4 Bath + \hat{\beta}_5 BDR$$

$$R^2 = 0.218, n = 23$$

Напишите спецификацию регрессии с ограничениями для проверки статистической гипотезы $H_0: \beta_3 = 20\beta_4$. Дайте интерпретацию проверяемой гипотезе. Для регрессии с ограничением был вычислен коэффициент $R_R^2 = 0.136$. На уровне значимости 5% проверьте нулевую гипотезу.

26. Рассмотрим следующую модель зависимости почасовой оплаты труда W от уровня образования Educ, возраста Age, уровня образования родителей Fathedu и Mothedu:

$$\widehat{\ln W} = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 E duc + \hat{\beta}_3 A g e + \hat{\beta}_4 A g e^2 + \hat{\beta}_5 F a t he du + \hat{\beta}_6 M o t he du$$

$$R^2 = 0.341, n = 27$$

Напишите спецификацию регрессии с ограничениями для проверки статистической гипотезы $H_0: \beta_5 = 2\beta_4$. Дайте интерпретацию проверяемой гипотезе. Для регрессии с ограничением был вычислен коэффициент $R_R^2 = 0.296$. На уровне значимости 5% проверьте нулевую гипотезу.

27. По данным для 27 фирм исследователь оценил зависимость объёма выпуска y от труда l и капитала k с помощью двух моделей:

$$\ln y_i = \beta_1 + \beta_2 \ln l_i + \beta_3 \ln k_i + \varepsilon_i$$
$$\ln y_i = \beta_1 + \beta_2 \ln(l_i \cdot k_i) + \varepsilon_i$$

Он получил для этих двух моделей суммы квадратов остатков $RSS_1 = 0.851$ и $RSS_2 = 0.894$ соответственно. Сформулируйте гипотезу, которую хотел проверить исследователь. На уровне значимости 5% проверьте эту гипотезу и дайте экономическую интерпретацию.

28. Пусть задана линейная регрессионная модель:

$$y_i = \beta_1 + \beta_2 x_{1i} + \beta_3 x_{2i} + \beta_4 x_{3i} + \beta_5 x_{4i} + \varepsilon_i, i = 1, \dots, 20$$

По имеющимся данным оценены следующие регрессии:

$$\hat{y}_{i} = 10.01 + 1.05x_{1} + 2.06x_{2} + 0.49x_{3} - 1.31x_{4}, RSS = 6.85$$

$$y_{i} - \widehat{x_{1}} - 2x_{2} = 10.00 + 0.50x_{3} - 1.32x_{4}, RSS = 8.31$$

$$(6.85)$$

$$y_{i} + \widehat{x_{1}} + 2x_{2} = 9.93 + 0.56x_{3} - 1.50x_{4}, RSS = 4310.62$$

$$y_{i} - \widehat{x_{1}} + 2x_{2} = 10.71 + 0.09x_{3} - 1.28x_{4}, RSS = 3496.85$$

$$y_{i} + \widehat{x_{1}} - 2x_{2} = 9.22 + 0.97x_{3} - 1.54x_{4}, RSS = 516.23$$

$$y_{i} + \widehat{x_{1}} - 2x_{2} = 9.22 + 0.97x_{3} - 1.54x_{4}, RSS = 516.23$$

На уровне значимости 5% проверьте гипотезу $H_0:$ $\begin{cases} \beta_2=1 \\ \beta_3=2 \end{cases}$ против альтернативной гипотезы $H_a:$ $|\beta_2-1|+|\beta_3-2|\neq 0.$

29. Рассмотрим следующую модель зависимости расходов на образование на душу населения от дохода на душу населения, доли населения в возрасте до 18 лет, а также доли городского населения:

$$education_i = \beta_1 + \beta_2 income_i + \beta_3 young_i + \beta_4 urban_i + \varepsilon_i$$

Ниже приведены результаты оценивания уравнения этой линейной регрессии:

$$\widehat{education_i} = -\underbrace{287}_{(64.9199)} + \underbrace{0.0807 \cdot income_i}_{(0.0093)} + \underbrace{0.817 \cdot young_i}_{(0.1598)} - \underbrace{0.106 \cdot urban_i}_{(0.0343)}$$

| | Estimate | St.Error | t value | P-value |
|-----------|----------|----------|---------|---------|
| Intercept | -286.84 | 64.92 | -4.42 | 0.00 |
| Income | 0.08 | 0.01 | 8.67 | 0.00 |
| Young | 0.82 | 0.16 | 5.12 | 0.00 |
| Urban | -0.11 | 0.03 | -3.09 | 0.00 |

- (a) Сформулируйте основную и альтернативую гипотезы, которые соответствуют тесту на значимость коэффициента при переменной доход на душу населения в уравнении регрессии
- (b) На уровне значимости 10% проверьте гипотезу о значимости коэффициента при переменной доход на душу населения в уравнении регрессии:
 - і. Приведите формулу для тестовой статистики
 - іі. Укажите распределение тестовой статистики
 - ііі. Вычислите наблюдаемое значение тестовой статистики
 - Укажите границы области, где основная гипотеза не отвергается
 - v. Сделайте статистический вывод
- (c) На уровне значимости 5% проверьте гипотезу $H_0: \beta_1=1$ против альтернативной $H_a: \beta_1>1:$
 - і. Приведите формулу для тестовой статистики
 - іі. Укажите распределение тестовой статистики
 - ііі. Вычислите наблюдаемое значение тестовой статистики
 - iv. Укажите границы области, где основная гипотеза не отвергается
 - v. Сделайте статистический вывод
- (d) Сформулируйте основную гипотезу, которая соответствует тесту на значимость регрессии «в целом»
- (e) На уровне значимости 1% проверьте гипотезу о значимости регрессии «в целом», если известно, что F-статистика равна 34.81 со степенями свободы 3 и 47, P-значение равно $5.337e^{-12}$:

- і. Приведите формулу для тестовой статистики
- іі. Укажите распределение тестовой статистики
- ііі. Вычислите наблюдаемое значение тестовой статистики
- iv. Укажите границы области, где основная гипотеза не отвергается
- v. Сделайте статистический вывод
- (f) Далее приведены результаты оценивания уравнения регрессии без переменной, отражающей долю городского населения:

$$\widehat{education_i} = -\frac{301}{(70.27134)} + \frac{0.0612}{(0.00741)} \cdot income_i + \frac{0.836}{(0.17327)} \cdot young_i$$

| | Estimate | St.Error | t value | P-value |
|-----------|----------|----------|---------|---------|
| Intercept | -301.09 | 70.27 | -4.28 | 0.00 |
| Income | 0.06 | 0.01 | 8.25 | 0.00 |
| Young | 0.84 | 0.17 | 4.83 | 0.00 |

Также известно, что RSS для первой модели равен 33489.35, а для второй модели — 40276.61. На уровне значимости 5% проверьте гипотезу $H_0: \beta_4 = 0$ против альтернативной $H_0: \beta_4 \neq 0$:

- і. Приведите формулу для тестовой статистики
- іі. Укажите распределение тестовой статистики
- ііі. Вычислите наблюдаемое значение тестовой статистики
- iv. Укажите границы области, где основная гипотеза не отвергается
- v. Сделайте статистический вывод
- 30. Рассмотрим следующую модель зависимости расходов на образование на душу населения от дохода на душу населения, доли населения в возрасте до 18 лет, а также доли городского населения:

$$education_i = \beta_1 + \beta_2 income_i + \beta_3 young_i + \beta_4 urban_i + \varepsilon_i$$

Ниже приведены результаты оценивания уравнения этой линейной регрессии:

$$\widehat{education_i} = -\underbrace{287}_{(64.9199)} + \underbrace{0.0807 \cdot income_i}_{(0.0093)} + \underbrace{0.817 \cdot young_i}_{(0.1598)} - \underbrace{0.106 \cdot urban_i}_{(0.0343)}$$

| | Estimate | St.Error | t value | P-value |
|-----------|----------|----------|---------|---------|
| Intercept | -286.84 | 64.92 | -4.42 | 0.00 |
| Income | 0.08 | 0.01 | 8.67 | 0.00 |
| Young | 0.82 | 0.16 | 5.12 | 0.00 |
| Urban | -0.11 | 0.03 | -3.09 | 0.00 |

- (a) Сформулируйте основную и альтернативую гипотезы, которые соответствуют тесту на значимость коэффициента при переменной доля населения в возрасте до 18 лет в уравнении регрессии
- (b) На уровне значимости 10% проверьте гипотезу о значимости коэффициента при переменной доля населения в возрасте до 18 лет в уравнении регрессии:
 - і. Приведите формулу для тестовой статистики
 - іі. Укажите распределение тестовой статистики
 - ііі. Вычислите наблюдаемое значение тестовой статистики
 - iv. Укажите границы области, где основная гипотеза не отвергается

- v. Сделайте статистический вывод
- (с) Далее приведены результаты оценивания уравнения регрессии без переменной, отражающей долю населения в возрасте до 18 лет:

$$\widehat{education_i} = 25.3 + 0.0762 \cdot income_i - 0.112 \cdot urban_i$$

| | Estimate | St.Error | t value | P-value |
|-----------|----------|----------|---------|---------|
| Intercept | 25.25 | 27.38 | 0.92 | 0.36 |
| Income | 0.08 | 0.01 | 6.67 | 0.00 |
| Urban | -0.11 | 0.04 | -2.66 | 0.01 |

Также известно, что RSS для первой модели равен 33489.35, а для второй модели — 52132.29. На уровне значимости 5% проверьте гипотезу $H_0: \beta_3 = 0$ против альтернативной $H_0: \beta_3 \neq 0$:

- і. Приведите формулу для тестовой статистики
- іі. Укажите распределение тестовой статистики
- ііі. Вычислите наблюдаемое значение тестовой статистики
- iv. Укажите границы области, где основная гипотеза не отвергается
- v. Сделайте статистический вывод
- 31. Вася построил регрессию оценки за первую контрольную работу на константу, рост и вес студента, $\widehat{kr1_i} = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 height_i + \hat{\beta}_3 weight_i$. Затем построил регрессию оценки за вторую контрольную работу на те же объясняющие переменные, $\widehat{kr2_i} = \hat{\beta}_1' + \hat{\beta}_2' height_i + \hat{\beta}_3' weight_i$. Накопленная оценка считается по формуле $nak_i = 0.25 \cdot kr1_i + 0.75 \cdot kr2_i$. Чему равны оценки коэффициентов в регрессии накопленной оценки на те же объясняющие переменные? Ответ обоснуйте.
 - $0.25\hat{\beta}_1 + 0.75\hat{\beta}_1', \ 0.25\hat{\beta}_2 + 0.75\hat{\beta}_2' \text{ is } 0.25\hat{\beta}_3 + 0.75\hat{\beta}_3'$
- 32. Истинная модель имеет вид $y_i = \beta x_i + \varepsilon_i$. Вася оценивает модель $\hat{y}_i = \hat{\beta} x_i$ по первой части выборки, получает $\hat{\beta}_a$, по второй части выборки получает $\hat{\beta}_b$ и по всей выборке $\hat{\beta}_{tot}$. Как связаны между собой $\hat{\beta}_a$, $\hat{\beta}_b$, $\hat{\beta}_{tot}$? Как связаны между собой дисперсии $\text{Var}(\hat{\beta}_a)$, $\text{Var}(\hat{\beta}_b)$ и $\text{Var}(\hat{\beta}_{tot})$? Сами оценки коэффициентов никак детерминистически не связаны, но при большом размере подвыборок примерно равны. А дисперсии связаны соотношением $\text{Var}(\hat{\beta}_a)^{-1} + \text{Var}(\hat{\beta}_b)^{-1} = \text{Var}(\hat{\beta}_{tot})^{-1}$
- 33. Сгенерируйте вектор y из 300 независимых нормальных N(10,1) случайных величин. Сгенерируйте 40 «объясняющих» переменных, по 300 наблюдений в каждой, каждое наблюдение независимая нормальная N(5,1) случайная величина. Постройте регрессию y на все 40 регрессоров и константу.
 - (а) Сколько регрессоров оказалось значимо на 5% уровне?
 - (b) Сколько регрессоров в среднем значимо на 5% уровне?
 - (c) Эконометрист Вовочка всегда использует следующий подход: строит регрессию зависимой переменной на все имеющиеся регрессоры, а затем выкидывает из модели те регрессоры, которые оказались незначимы. Прокомментируйте Вовочкин эконометрический подход.
- 34. Мы попытаемся понять, как введение в регрессию лишнего регрессора влияет на оценки уже имеющихся. В регрессии будет 100 наблюдений. Возьмем $\rho = 0.5$. Сгенерим выборку совместных нормальных x_i и z_i с корреляцией ρ . Настоящий y_i задаётся формулой $y_i = 5 + 6x_i + \varepsilon_i$. Однако мы будем оценивать модель $\hat{y}_i = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 x_i + \hat{\beta}_3 z_i$.
 - (a) Повторите указанный эксперимент 500 раз и постройте оценку для функции плотности $\hat{\beta}_1$.

- (b) Повторите указанный эксперимент 500 раз для каждого ρ от -1 до 1 с шагом в 0.05. Каждый раз сохраняйте полученные 500 значений $\hat{\beta}_1$. В осях $(\rho, \hat{\beta}_1)$ постройте 95%-ый предиктивный интервал для $\hat{\beta}_1$. Прокомментируйте.
- 35. Цель задачи оценить модель САРМ несколькими способами.
 - (a) Соберите подходящие данные для модели САРМ. Нужно найти три временных ряда: ряд цен любой акции, любой рыночный индекс, безрисковый актив. Переведите цены в доходности.
 - (b) Постройте графики
 - (с) Оцените модель САРМ без свободного члена по всем наборам данных. Прокомментируйте смысл оцененного коэффициента
 - (d) Разбейте временной период на два участка и проверьте устойчивость коэффициента бета
 - (е) Добавьте в классическую модель САРМ свободный член и оцените по всему набору данных. Какие выводы можно сделать?
 - (f) Методом максимального правдоподобия оцените модель с ошибкой измерения $R^m R^0$, т.е.

истинная зависимость имеет вид

$$(R^{s} - R^{0}) = \beta_{1} + \beta_{2}(R_{m}^{*} - R_{0}^{*}) + \varepsilon$$
(2)

величины R_m^* и R_0^* не наблюдаемы, но

$$R_m - R_0 = R_m^* - R_0^* + u (3)$$

36. По 47 наблюдениям оценивается зависимость доли мужчин занятых в сельском хозяйстве от уровня образованности и доли католического населения по Швейцарским кантонам в 1888 году.

$$Agriculture_i = \beta_1 + \beta_2 Examination_i + \beta_3 Catholic_i + \varepsilon_i$$

xtable(coef.t)

| | Оценка | Ст. ошибка | t-статистика |
|-------------|--------|------------|--------------|
| (Intercept) | | 8.72 | 9.44 |
| Examination | -1.94 | | -5.08 |
| Catholic | 0.01 | 0.07 | |

- (а) Заполните пропуски в таблице
- (b) Укажите коэффициенты, значимые на 10% уровне значимости.

(c) Постройте 99%-ый доверительный интервал для коэффициента при переменной Catholic

Набор данных доступен в пакете R:

```
h <- swiss
```

37. Оценивается зависимость уровня фертильности всё тех же швейцарских кантонов в 1888 году от ряда показателей. В таблице представлены результаты оценивания двух моделей. Модель 1: $Fertility_i = \beta_1 + \beta_2 Agriculture_i + \beta_3 Education_i + \beta_4 Examination_i + \beta_5 Catholic_i + \varepsilon_i$ Модель 2: $Fertility_i = \gamma_1 + \gamma_2 (Education_i + Examination_i) + \gamma_3 Catholic_i + u_i$

```
m1 <- lm(Fertility~Agriculture+Education+Examination+Catholic,data=h)
m2 <- lm(Fertility~I(Education+Examination)+Catholic,data=h)</pre>
```

apsrtable(m1,m2)

Таблица 1: Model 1 Model 2 (Intercept) 80.52*91.06*(6.95)(3.31)Agriculture -0.22*(0.07)Education -0.96*(0.19)Examination -0.26(0.27)Catholic 0.12* 0.07^* (0.04)(0.03)I(Education + Examination)-0.48*(0.08)

47

0.65

0.62

7.74

47

0.55

0.53

8.56

Standard errors in parentheses

N

 R^2

adi. R^2

Resid. sd

Набор данных доступен в пакете R:

h <- swiss

- (a) Проверьте гипотезу о том, что коэффициент при Education в модели 1 равен -0.5.
- (b) На 5% уровне значимости проверьте гипотезу о том, что переменные Education и Examination оказывают одинаковое влияние на Fertility.
- 38. По 2040 наблюдениям оценена модель зависимости стоимости квартиры в Москве (в 1000\$) от общего метража и метража жилой площади.

```
model1 <- lm(price~totsp+livesp,data=flats)
report <- summary(model1)
coef.table <- report$coefficients
rownames(coef.table) <- c("Константа","Общая площадь", "Жилая площадь")
xtable(coef.table)
```

Оценка ковариационной матрицы $\widehat{Var}(\hat{\beta})$ имеет вид

^{*} indicates significance at p < 0.05

| | Estimate | Std. Error | t value | Pr(> t) |
|---------------|----------|------------|---------|----------|
| Константа | -88.81 | 4.37 | -20.34 | 0.00 |
| Общая площадь | 1.70 | 0.10 | 17.78 | 0.00 |
| Жилая площадь | 1.99 | 0.18 | 10.89 | 0.00 |

```
var.hat <- vcov(model1)
xtable(var.hat)</pre>
```

| | (Intercept) | totsp | livesp |
|-------------|-------------|-------|--------|
| (Intercept) | 19.07 | 0.03 | -0.45 |
| totsp | 0.03 | 0.01 | -0.02 |
| livesp | -0.45 | -0.02 | 0.03 |

- (a) Проверьте H_0 : $\beta_{totsp} = \beta_{livesp}$. В чём содержательный смысл этой гипотезы?
- (b) Постройте доверительный интервал дли $\beta_{totsp} \beta_{livesp}$. В чём содержательный смысл этого доверительного интервала?

Из оценки ковариационной матрицы находим, что $se(\hat{\beta}_{totsp}=\hat{\beta}_{livesp})=0.2696.$ Исходя из $Z_{crit}=1.96$ получаем доверительный интервал, [-0.8221;0.2348].

Вывод: при уровне значимости 5% гипотеза о равенстве коэффициентов не отвергается.

39. По 2040 наблюдениям оценена модель зависимости стоимости квартиры в Москве (в 1000\$) от общего метража и метража жилой площади.

```
model1 <- lm(price~totsp+livesp,data=flats)
report <- summary(model1)
coef.table <- report$coefficients
rownames(coef.table) <- c("Константа","Общая площадь", "Жилая площадь")
xtable(coef.table)
```

| | Estimate | Std. Error | t value | Pr(> t) |
|---------------|----------|------------|---------|----------|
| Константа | -88.81 | 4.37 | -20.34 | 0.00 |
| Общая площадь | 1.70 | 0.10 | 17.78 | 0.00 |
| Жилая площадь | 1.99 | 0.18 | 10.89 | 0.00 |

Оценка ковариационной матрицы $\widehat{Var}(\hat{\beta})$ имеет вид

```
xtable(vcov(model1))
```

- (a) Постройте 95%-ый доверительный интервал для ожидаемой стоимости квартиры с жилой площадью 30 $\rm m^2$ и общей площадью 60 $\rm m^2.$
- (b) Постройте 95%-ый прогнозный интервал для фактической стоимости квартиры с жилой площадью 30 m^2 и общей площадью 60 m^2 .
- 40. По 2040 наблюдениям оценена модель зависимости стоимости квартиры в Москве (в 1000\$) от общего метража, метража жилой площади и дамми-переменной, равной 1 для кирпичных домов.

```
model1 <- lm(price~totsp+livesp+brick+brick:totsp+brick:livesp,data=flats)
report <- summary(model1)
coef.table <- report$coefficients
# rownames(coef.table) <- c("Константа","Общая площадь", "Жилая площадь")
xtable(coef.table)
```

| | (Intercept) | totsp | livesp |
|-------------|-------------|-------|--------|
| (Intercept) | 19.07 | 0.03 | -0.45 |
| totsp | 0.03 | 0.01 | -0.02 |
| livesp | -0.45 | -0.02 | 0.03 |

| | Estimate | Std. Error | t value | $\Pr(> t)$ |
|--------------|----------|------------|---------|-------------|
| (Intercept) | -66.03 | 6.07 | -10.89 | 0.00 |
| totsp | 1.77 | 0.12 | 14.98 | 0.00 |
| livesp | 1.27 | 0.25 | 5.05 | 0.00 |
| brick | -19.59 | 9.01 | -2.17 | 0.03 |
| totsp:brick | 0.42 | 0.20 | 2.10 | 0.04 |
| livesp:brick | 0.09 | 0.38 | 0.23 | 0.82 |

- (а) Выпишите отдельно уравнения регрессии для кирпичных домов и для некирпичных домов
- (b) Проинтерпретируйте коэффициент при $brick_i \cdot totsp_i$
- 41. По 20 наблюдениям оценивается линейная регрессия $\hat{y} = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 x + \hat{\beta}_3 z$, причём истинная зависимость имеет вид $y = \beta_1 + \beta_2 x + \varepsilon$. Случайная ошибка ε_i имеет нормальное распределение N(0,1).
 - (a) Найдите вероятность $\mathbb{P}(\hat{\beta}_3 > se(\hat{\beta}_3))$
 - (b) Найдите вероятность $\mathbb{P}(\hat{\beta}_3 > \sigma_{\hat{\beta}_3})$
 - (a) $\mathbb{P}(\hat{\beta}_3 > se(\hat{\beta}_3)) = \mathbb{P}(t_{17} > 1) = 0.1657$
 - (b) $\mathbb{P}(\hat{\beta}_3 > \sigma_{\hat{\beta}_3}) = \mathbb{P}(N(0, 1) > 1) = 0.1587$
- 42. К эконометристу Вовочке в распоряжение попали данные с результатами контрольной работы студентов по эконометрике. В данных есть результаты по каждой задаче, переменные p_1 , p_2 , p_3 , p_4 и p_5 , и суммарный результат за контрольную, переменная kr. Чему будут равны оценки коэффициентов, их стандартные ошибки, t-статистики, P-значения, R^2 , RSS, если
 - (a) Вовочка построит регрессию kr на константу, p_1, p_2, p_3, p_4 и p_5
 - (b) Вовочка построит регрессию kr на p_1, p_2, p_3, p_4 и p_5 без константы
- 43. Сгенерируйте данные так, чтобы при оценке линейной регрессионной модели оказалось, что скорректированный коэффициент детерминации, R_{adj}^2 , отрицательный.

$$R_{adj}^2 = 1 - (1 - R^2) \frac{n - 1}{n - k}$$

Следовательно, при R^2 близком к 0 и большом количестве регрессоров k может оказаться, что $R^2_{adj} < 0$. Например,

```
set.seed(42)
y <- rnorm(200,sd=15)
X <- matrix(rnorm(2000),nrow=200)
model <- lm(y~X)
report <- summary(model)
report$adj.r.squared
## [1] -0.02745</pre>
```

Косяк. Почему-то книтр внутри solution ругается на доллар.

4 МНК с матрицами и вероятностями

- 1. 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 $\hat{\beta}$
- 2. 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?
- 3. 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 $\mathrm{Corr}(\hat{eta}_1,\hat{eta}_2).$

- 4. 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».

- 5. 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».

- 6. 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».

- 7. Пусть $y = X\beta + \varepsilon$ регрессионная модель. Верно ли, что $\hat{\varepsilon}'\hat{y} = 0$ и $\hat{y}'\hat{\varepsilon} = 0$? да, да
- 8. 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?
 - (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 $z^0=x^0A$ 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.
- 9. 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 $\mathrm{Var}(\tilde{\beta})$.

- (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) $\operatorname{Var}(\tilde{\beta}) = \operatorname{Var}(((X'X)^{-1} + \gamma I)X'y) = \operatorname{Var}(((X'X)^{-1} + \gamma I)X'\varepsilon) =$ = $(((X'X)^{-1} + \gamma I)X')\operatorname{Var}(\varepsilon)(((X'X)^{-1} + \gamma I)X')' =$
 - $=(((X'X)^{-1}+\gamma I)X')\sigma_{\varepsilon}^{2}I(((X'X)^{-1}+\gamma I)X')'=\sigma_{\varepsilon}^{2}((X'X)^{-1}+\gamma I)X'X((X'X)^{-1}+\gamma I)=(((X'X)^{-1}+\gamma I)X')\sigma_{\varepsilon}^{2}I(((X'X)^{-1}+\gamma I)X')$
 - $=\sigma_\varepsilon^2((X'X)^{-1}+\gamma I)(I+\gamma X'X)=\sigma_\varepsilon^2((X'X)^{-1}+2\gamma I+\gamma^2 X'X)$
- 10. 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 размера $k \times 1$, 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?
- 11. 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 размера $k \times 1$, 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?
- 12. Пусть регрессионная модель $y_i = \beta_1 + \beta_2 x_{i2} + \beta_3 x_{i3} + \varepsilon_i, i = 1, \dots, n$, задана в матричном виде при помощи уравнения $y = X\beta + \varepsilon$, где $\beta = \begin{pmatrix} \beta_1 & \beta_2 & \beta_3 \end{pmatrix}^T$. Известно, что $\mathbb{E}\varepsilon = 0$ и $\mathrm{Var}(\varepsilon) = 4 \cdot I$. Известно также, что:

$$y = \begin{pmatrix} 1 \\ 2 \\ 3 \\ 4 \\ 5 \end{pmatrix}, X = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 0 \\ 1 & 1 & 0 \\ 1 & 1 & 1 \end{pmatrix}$$

Для удобства расчётов ниже приведены матрицы:

$$X^T X = \begin{pmatrix} 5 & 3 & 1 \\ 3 & 3 & 1 \\ 1 & 1 & 1 \end{pmatrix} \text{ if } (X^T X)^{-1} = \begin{pmatrix} 0.5 & -0.5 & 0 \\ -0.5 & 1 & -0.5 \\ 0 & -0.5 & 1.5 \end{pmatrix}.$$

Найдите:

- (a) $Var(\varepsilon_1)$
- (b) $Var(\beta_1)$
- (c) $Var(\hat{\beta}_1)$
- (d) $\widehat{\operatorname{Var}}(\hat{\beta}_1)$
- (e) $\mathbb{E}(\hat{\beta}_1^2) \beta_1^2$
- (f) $\operatorname{Cov}(\hat{\beta}_2, \hat{\beta}_3)$
- (g) $\widehat{\text{Cov}}(\hat{\beta}_2, \hat{\beta}_3)$
- (h) $\operatorname{Var}(\hat{\beta}_2 \hat{\beta}_3)$
- (i) $\widehat{\text{Var}}(\hat{\beta}_2 \hat{\beta}_3)$
- (j) $Var(\beta_2 \beta_3)$
- (k) $\operatorname{Corr}(\hat{\beta}_2, \hat{\beta}_3)$
- (l) $\widehat{\mathrm{Corr}}(\hat{\beta}_2, \hat{\beta}_3)$
- (m) $\mathbb{E}(\hat{\sigma}^2)$
- (n) $\hat{\sigma}^2$

13. Пусть
$$y_i = \beta_1 + \beta_2 x_{1i} + \beta_3 x_{2i} + \varepsilon_i$$
 — регрессионная модель, где $X = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 0 \\ 1 & 1 & 1 \end{pmatrix}$, $y = \begin{pmatrix} 1 \\ 2 \\ 3 \\ 4 \\ 5 \end{pmatrix}$,

$$eta=egin{pmatrix} eta_1 \ eta_2 \ eta_3 \end{pmatrix}$$
, $arepsilon=egin{pmatrix} arepsilon_1 \ arepsilon_2 \ eta_3 \ arepsilon_4 \ arepsilon_5 \end{pmatrix}$, ошибки $arepsilon_i$ независимы и нормально распределены с $\mathbb{E}(arepsilon)=0$,

$$Var(arepsilon)=\sigma^2I$$
. Для удобства расчётов даны матрицы: $X'X=\begin{pmatrix}5&2&1\\2&2&1\\1&1&1\end{pmatrix}$ и $(X'X)'=$

$$\begin{pmatrix}
0.3333 & -0.3333 & 0.0000 \\
-0.3333 & 1.3333 & -1.0000 \\
0.0000 & -1.0000 & 2.0000
\end{pmatrix}$$

- (а) Укажите число наблюдений
- (b) Укажите число регрессоров в модели, учитывая свободный член
- (c) Найдите $TSS = \sum_{i=1}^{n} (y_i \bar{y})^2$
- (d) Найдите $RSS = \sum_{i=1}^{n} (y_i \hat{y}_i)^2$
- (е) Методом МНК найдите оценку для вектора неизвестных коэффициентов
- (f) Чему равен R^2 в модели? Прокомментируйте полученное значение с точки зрения качества оценённого уравнения регрессии
- (g) Сформулируйте основную и альтернативную гипотезы, которые соответствуют тесту на значимость переменной x_1 в уравнении регрессии
- (h) Протестируйте на значимость переменную x_1 в уравнении регрессии на уровне значимости 10%:
 - і. Приведите формулу для тестовой статистики
 - іі. Укажите распределение тестовой статистики
 - ііі. Вычислите наблюдаемое значение тестовой статистики
 - iv. Укажите границы области, где основная гипотеза не отвергается
 - v. Сделайте статистический вывод о значимости переменной x_1
- (i) Найдите P—значение, соответствующее наблюдаемому значению тестовой статистики (T_{obs}) из предыдущего пункта. На основе полученного P—значения сделайте вывод о значимости переменной x_1
- (j) На уровне значимости 10% проверьте гипотезу $H_0: \beta_1 = 1$ против альтернативной $H_a: \beta_1 \neq 1$:
 - і. Приведите формулу для тестовой статистики
 - іі. Укажите распределение тестовой статистики
 - ііі. Вычислите наблюдаемое значение тестовой статистики
 - iv. Укажите границы области, где основная гипотеза не отвергается
 - v. Сделайте статистический вывод
- (k) На уровне значимости 10% проверьте гипотезу $H_0: \beta_1 = 1$ против альтернативной $H_a: \beta_1 > 1$:
 - і. Приведите формулу для тестовой статистики

- іі. Укажите распределение тестовой статистики
- ііі. Вычислите наблюдаемое значение тестовой статистики
- iv. Укажите границы области, где основная гипотеза не отвергается
- v. Сделайте статистический вывод
- (l) На уровне значимости 10% проверьте гипотезу $H_0: \beta_1 = 1$ против альтернативной $H_a: \beta_1 < 1$:
 - і. Приведите формулу для тестовой статистики
 - іі. Укажите распределение тестовой статистики
 - ііі. Вычислите наблюдаемое значение тестовой статистики
 - iv. Укажите границы области, где основная гипотеза не отвергается
 - v. Сделайте статистический вывод
- (m) Сформулируйте основную гипотезу, которая соответствует тесту на значимость регрессии «в целом»
- (n) На уровне значимости 5% проверьте гипотезу о значимости регрессии «в целом»:
 - і. Приведите формулу для тестовой статистики
 - іі. Укажите распределение тестовой статистики
 - ііі. Вычислите наблюдаемое значение тестовой статистики
 - iv. Укажите границы области, где основная гипотеза не отвергается
 - v. Сделайте статистический вывод
- (о) Найдите P—значение, соответствующее наблюдаемому значению тестовой статистики (T_{obs}) из предыдущего пункта. На основе полученного P—значения сделайте вывод о значимости регрессии «в целом»
- (р) На уровне значимости 5% проверьте гипотезу $H_0: \beta_1 + \beta_2 = 2$ против альтернативной $H_a: \beta_1 + \beta_2 \neq 2$:
 - і. Приведите формулу для тестовой статистики
 - іі. Укажите распределение тестовой статистики
 - ііі. Вычислите наблюдаемое значение тестовой статистики
 - iv. Укажите границы области, где основная гипотеза не отвергается
 - v. Сделайте статистический вывод
- (q) На уровне значимости 5% проверьте гипотезу $H_0: \beta_1 + \beta_2 = 2$ против альтернативной $H_a: \beta_1 + \beta_2 > 2$:
 - і. Приведите формулу для тестовой статистики
 - іі. Укажите распределение тестовой статистики
 - ііі. Вычислите наблюдаемое значение тестовой статистики
 - iv. Укажите границы области, где основная гипотеза не отвергается
 - v. Сделайте статистический вывод
- (r) На уровне значимости 5% проверьте гипотезу $H_0: \beta_1+\beta_2=2$ против альтернативной $H_a: \beta_1+\beta_2<2$:
 - і. Приведите формулу для тестовой статистики
 - іі. Укажите распределение тестовой статистики
 - ііі. Вычислите наблюдаемое значение тестовой статистики
 - iv. Укажите границы области, где основная гипотеза не отвергается
 - v. Сделайте статистический вывод

- (a) n = 5
- (b) k = 3
- (c) TSS = 10
- (d) RSS = 2

(e)
$$\hat{\beta} = \begin{pmatrix} \hat{\beta}_1 \\ \hat{\beta}_2 \\ \hat{\beta}_3 \end{pmatrix} = (X'X)^{-1}X'y = \begin{pmatrix} 2 \\ 2 \\ 1 \end{pmatrix}$$

- (f) $R^2=1-rac{RSS}{TSS}=0.8.\ R^2$ высокий, построенная эконометрическая модель «хорошо» описывает данные
- (g) Основная гипотеза $H_0: \beta_1=0,$ альтернативная гипотеза $H_a: \beta_1\neq 0$
- (h) Проверка гипотезы

i.
$$T = \frac{\hat{\beta}_1 - \beta_1}{\sqrt{\widehat{Var}(\hat{\beta}_1)}} = \frac{\hat{\beta}_1 - \beta_1}{\sqrt{\frac{RSS}{n-k}[(X'X)^{-1}]_{22}}}; n = 5; k = 3$$

[роверка гипотезы
$$\text{i.} \quad T = \frac{\hat{\beta}_1 - \beta_1}{\sqrt{\hat{Var}(\hat{\beta}_1)}} = \frac{\hat{\beta}_1 - \beta_1}{\sqrt{\frac{RSS}{n-k}}[(X'X)^{-1}]_{22}}; n = 5; k = 3$$

$$\text{ii.} \quad T \sim t(n-k); n = 5; k = 3$$

$$\text{iii.} \quad T_{obs} = \frac{\hat{\beta}_1 - 0}{\sqrt{\hat{Var}(\hat{\beta}_1)}} = \frac{\hat{\beta}_1 - 0}{\sqrt{\frac{RSS}{n-k}}[(X'X)^{-1}]_{22}} = \frac{2 - 0}{\sqrt{\frac{2}{5-3}1.3333}} = 1.7321$$

$$\text{iv.} \quad \text{Нижняя граница} = -2.920 \text{ верхняя граница} = 2.920$$

- v. Поскольку $T_{obs}=1.7321$, что принадлежит промежутку от -2.920 до 2.920, то на основе имеющихся данных нельзя отвергнуть основную гипотезу на уровне значимости 10%
- (i) $p-value(T_{obs}) = \mathbb{P}(|T|>|T_{obs}|) = 2F_T(|T_{obs}|)$, где $F_T(|T_{obs}|) \phi$ ункция распределения t-распределения с n-k=5-3=2 степенями свободы в точке $|T_{obs}|$. $p-value(T_{obs}) = 2tcdf(-|T_{obs}|, n-k) = 2tcdf(-1.7321, 2) = 0.2253$. Поскольку P-значение превосходит уровень значимости 10%, то основная гипотеза $-H_0: \beta_1=0$ не может быть отвергнута
- (j) Проверка гипотезы

i.
$$T = \frac{\hat{\beta}_1 - \beta_1}{\sqrt{\widehat{Var}(\hat{\beta}_1)}} = \frac{\hat{\beta}_1 - \beta_1}{\sqrt{\frac{RSS}{n-k}[(X'X)^{-1}]_{22}}}; n = 5; k = 3$$

$$\begin{split} &\text{i.} \quad T = \frac{\hat{\beta}_1 - \beta_1}{\sqrt{\widehat{Var}(\hat{\beta}_1)}} = \frac{\hat{\beta}_1 - \beta_1}{\sqrt{\frac{RSS}{n-k}}[(X'X)^{-1}]_{22}}; n = 5; k = 3 \\ &\text{ii.} \quad T \sim t(n-k); n = 5; k = 3 \\ &\text{iii.} \quad T_{obs} = \frac{\hat{\beta}_1 - 1}{\sqrt{\widehat{Var}(\hat{\beta}_1)}} = \frac{\hat{\beta}_1 - 1}{\sqrt{\frac{RSS}{n-k}[(X'X)^{-1}]_{22}}} = \frac{2 - 1}{\sqrt{\frac{2}{5-3}1.3333}} = 0.8660 \end{split}$$

- iv. Нижняя граница -2.920, верхняя граница 2.920
- v. Поскольку $T_{obs}=0.8660$, что принадлежит промежутку от -2.920 до 2.920, то на основе имеющихся данных нельзя отвергнуть основную гипотезу на уровне значимости 10%
- (k) Проверка гипотезы

i.
$$T = \frac{\hat{\beta}_1 - \beta_1}{\sqrt{\widehat{Var}(\hat{\beta}_1)}} = \frac{\hat{\beta}_1 - \beta_1}{\sqrt{\frac{RSS}{n-k}}[(X'X)^{-1}]_{22}}; n = 5; k = 3$$

$$\begin{array}{c} \sqrt{Var(\beta_1)} & \sqrt{\frac{RSS}{n-k}}[(X'X)^{-1}]_{22} \\ \text{iii.} & T \sim t(n-k); n=5; k=3 \\ \text{iii.} & T_{obs} = \frac{\hat{\beta}_1-1}{\sqrt{\widehat{Var}(\hat{\beta}_1)}} = \frac{\hat{\beta}_1-1}{\sqrt{\frac{RSS}{n-k}}[(X'X)^{-1}]_{22}} = \frac{2-1}{\sqrt{\frac{2}{5-3}1.3333}} = 0.8660 \\ \text{iv.} & \text{ Нижняя граница} = -\infty, \text{ верхняя граница} = 1.8856 \end{array}$$

- v. Поскольку $T_{obs}=0.8660$, что принадлежит промежутку от $-\infty$ до 1.8856, то на основе имеющихся данных нельзя отвергнуть основную гипотезу на уровне значимости 10%
- (1) Проверка гипотезы

i.
$$T = \frac{\hat{\beta}_1 - \beta_1}{\sqrt{\widehat{Var}(\hat{\beta}_1)}} = \frac{\hat{\beta}_1 - \beta_1}{\sqrt{\frac{RSS}{k}[(X'X)^{-1}]_{22}}}; n = 5; k = 3$$

i.
$$T = \frac{\hat{\beta}_1 - \beta_1}{\sqrt{\widehat{Var}(\hat{\beta}_1)}} = \frac{\hat{\beta}_1 - \beta_1}{\sqrt{\frac{RSS}{n-k}[(X'X)^{-1}]_{22}}}; n = 5; k = 3$$
ii.
$$T \sim t(n-k); n = 5; k = 3$$
iii.
$$T_{obs} = \frac{\hat{\beta}_1 - 1}{\sqrt{\widehat{Var}(\hat{\beta}_1)}} = \frac{\hat{\beta}_1 - 1}{\sqrt{\frac{RSS}{n-k}[(X'X)^{-1}]_{22}}} = \frac{2-1}{\sqrt{\frac{2}{5} - 3} \cdot 3333}} = 0.8660$$
iv. Having programs = -1.8856, polyaga programs = +80.

- v. Поскольку $T_{obs}=0.8660$, что принадлежит промежутку от -1.8856 до $+\infty$, то на основе имеющихся данных нельзя отвергнуть основную гипотезу на уровне значимости 10%
- (m) Основная гипотеза $H_0: \beta_1=\beta_2=0,$ альтернативная гипотеза $H_a: |\beta_1|+|\beta_2|>0$
- (n) Проверка гипотезы

i.
$$T = \frac{R^2}{1 - R^2} \cdot \frac{n - k}{k}; n = 5; k = 3$$

ii.
$$T \sim F(n-k)$$
: $n = 5$: $k = 3$

$$\begin{split} &\text{i.} \quad T = \frac{R^2}{1-R^2} \cdot \frac{n-k}{k}; n=5; k=3 \\ &\text{ii.} \quad T \sim F(n-k); n=5; k=3 \\ &\text{iii.} \quad T_{obs} = \frac{R^2}{1-R^2} \cdot \frac{n-k}{k} = \frac{0.8}{1-0.8} \cdot \frac{5-3}{2} = 4 \end{split}$$

- v. Поскольку $T_{obs}=4$, что принадлежит промежутку от 0 до 19, то на основе имеющихся данных нельзя отвергнуть основную нокольку $I_{obs} = 3$, 40 приводлежи промежутку 61 0 до 19 до 19 до 10 до 10 до 19 до 1 в данной задаче
- (о) $p-value(T_{obs})=\mathbb{P}(|T|>|T_{obs}|)=2F_T(|T_{obs}|),$ где $F_T(|T_{obs}|)-$ функция распределения F-распределения с k=3 и n-k=5-3=2 степенями свободы в точке $T_{obs}.$ $p-value(T_{obs})=1-fcdf(-|T_{obs}|,n-k)=1-fcdf(4,2)=0.2.$ Поскольку P-значение превосходит уровень значимости 10%, то основная гипотеза $-H_0:\beta_1=\beta_2=0$ не может быть отвергнута. Таким образом, регрессия «в целом» незначима
- (р) Проверка гипотезы

i.
$$T = \frac{\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 - (\beta_1 + \beta_2)}{\sqrt{\widehat{\operatorname{Var}}(\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2)}}, \operatorname{rge} \ \widehat{\operatorname{Var}}(\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2) = \widehat{\operatorname{Var}}(\hat{\beta}_1) + \widehat{\operatorname{Var}}(\hat{\beta}_2) + 2\widehat{\operatorname{Cov}}(\hat{\beta}_1; \hat{\beta}_2) = \hat{\sigma}^2[(X'X)^{-1}]_{22} + 2\hat{\sigma}^2[(X'X)^{-1}]_{23} + \hat{\sigma}^2[(X'X)^{-1}]_{33} = \frac{RSS}{n-k}([(X'X)^{-1}]_{22} + 2[(X'X)^{-1}]_{23} + [(X'X)^{-1}]_{33})$$

ii. $T \sim t(n-k); n = 5; k = 3$

ііі.
$$\widehat{\mathrm{Var}}(\hat{\beta}_1+\hat{\beta}_2)=\frac{RSS}{n-k}([(X'X)^{-1}]_{22}+2[(X'X)^{-1}]_{23}+[(X'X)^{-1}]_{33})=\frac{2}{5-3}(1.3333+2(-1.0000)+2.0000)=1.3333.$$
 Тогда $T_{obs}=\frac{\hat{\beta}_1+\hat{\beta}_2-2}{\sqrt{\widehat{\mathrm{Var}}}(\hat{\beta}_1+\hat{\beta}_2)}=\frac{2+1-2}{\sqrt{1.3333}}=0.8660$

iv. Нижняя граница = -4.3027, верхняя граница = 4.3027

- v. Поскольку $T_{obs}=0.8660$, что принадлежит промежутку от -4.3027 до 4.3027, то на основе имеющихся данных нельзя отвергнуть основную гипотезу на уровне значимости 5%
- (q) Проверка гипотезь

i.
$$T = \frac{\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 - (\beta_1 + \beta_2)}{\sqrt{\widehat{\operatorname{Var}}(\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2)}}, \text{ rge } \widehat{\operatorname{Var}}(\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2) = \widehat{\operatorname{Var}}(\hat{\beta}_1) + \widehat{\operatorname{Var}}(\hat{\beta}_2) + 2\widehat{\operatorname{Cov}}(\hat{\beta}_1; \hat{\beta}_2) = \hat{\sigma}^2[(X'X)^{-1}]_{22} + 2\hat{\sigma}^2[(X'X)^{-1}]_{23} + \hat{\sigma}^2[(X'X)^{-1}]_{33} = \frac{RSS}{n-k}([(X'X)^{-1}]_{22} + 2[(X'X)^{-1}]_{23} + [(X'X)^{-1}]_{33})$$

ii. $T \sim t(n-k); n=5; k=3$

ііі.
$$\widehat{\mathrm{Var}}(\widehat{\beta}_1+\widehat{\beta}_2)=\frac{RSS}{n-k}([(X'X)^{-1}]_{22}+2[(X'X)^{-1}]_{23}+[(X'X)^{-1}]_{33})=\frac{2}{5-3}(1.3333+2(-1.0000)+2.0000)=1.3333.$$
 Тогда $T_{obs}=\frac{\widehat{\beta}_1+\widehat{\beta}_2-2}{\sqrt{\widehat{\mathrm{Var}}}(\widehat{\beta}_1+\widehat{\beta}_2)}=\frac{2+1-2}{\sqrt{1.3333}}=0.8660$

- iv. Нижняя граница $-\infty$, верхняя граница 2.9200
- v. Поскольку $T_{obs}=0.8660$, что принадлежит промежутку от $-\infty$ до 2.9200, то на основе имеющихся данных нельзя отвергнуть основную гипотезу на уровне значимости 5%
- (г) Проверка гипотезы

i.
$$T = \frac{\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 - (\beta_1 + \beta_2)}{\sqrt{\widehat{\operatorname{Var}}(\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2)}}, \text{ rge } \widehat{\operatorname{Var}}(\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2) = \widehat{\operatorname{Var}}(\hat{\beta}_1) + \widehat{\operatorname{Var}}(\hat{\beta}_2) + 2\widehat{\operatorname{Cov}}(\hat{\beta}_1; \hat{\beta}_2) = \hat{\sigma}^2[(X'X)^{-1}]_{22} + 2\hat{\sigma}^2[(X'X)^{-1}]_{23} + \hat{\sigma}^2[(X'X)^{-1}]_{33} = \frac{RSS}{2-k}([(X'X)^{-1}]_{22} + 2[(X'X)^{-1}]_{23} + [(X'X)^{-1}]_{33})$$

ii. $T \sim t(n-k); n = 5; k = 3$

ііі.
$$\widehat{\mathrm{Var}}(\widehat{\beta}_1+\widehat{\beta}_2) = \frac{RSS}{n-k}([(X'X)^{-1}]_{22} + 2[(X'X)^{-1}]_{23} + [(X'X)^{-1}]_{33}) = \frac{2}{5-3}(1.3333 + 2(-1.0000) + 2.0000) = 1.3333.$$
 Тогда $T_{obs} = \frac{\widehat{\beta}_1+\widehat{\beta}_2-2}{\sqrt{\widehat{\mathrm{Var}}}(\widehat{\beta}_1+\widehat{\beta}_2)} = \frac{2+1-2}{\sqrt{1.3333}} = 0.8660$

- iv. Нижняя граница = -2.9200, верхняя граница = $+\infty$
- v. Поскольку $T_{obs}=0.8660$, что принадлежит промежутку от -2.9200 до $+\infty$, то на основе имеющихся данных нельзя отвергнуть основную гипотезу на уровне значимости 5%

14. Пусть
$$y = X\beta + \varepsilon$$
 — регрессионная модель, где $X = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 0 \\ 1 & 1 & 1 \end{pmatrix}, y = \begin{pmatrix} 1 \\ 2 \\ 3 \\ 4 \\ 5 \end{pmatrix}, \beta = \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \beta_3 \end{pmatrix}$

$$arepsilon = egin{pmatrix} arepsilon_1 \ arepsilon_2 \ arepsilon_3 \ arepsilon_4 \ arepsilon_5 \end{pmatrix}, \, \mathbb{E}(arepsilon) = 0, \, Var(arepsilon) = \sigma^2 I.$$

На уровне значимости 5% проверьте гипотезу $H_0: \beta_1 + \beta_2 = 2$ против альтернативной $H_a: \beta_1 + \beta_2 \neq 2$:

- (а) Приведите формулу для тестовой статистики
- (b) Укажите распределение тестовой статистики
- (с) Вычислите наблюдаемое значение тестовой статистики
- (d) Укажите границы области, где основная гипотеза не отвергается
- (е) Сделайте статистический вывод
- 15. По 13 наблюдениям Вася оценил модель со свободным членом, пятью количественными регрессорами и двумя качественными. Качественные регрессоры Вася правильно закодировал с помощью дамми-переменных. Одна качественная переменная принимала четыре значения, другая пять.
 - (a) Найдите SSR, R^2
 - (b) Как выглядит матрица $X(X'X)^{-1}X'$?
 - (с) Почему 13 несчастливое число?
- 16. В рамках классической линейной модели найдите все математические ожидания и все ковариационные матрицы всех пар случайных векторов: ε , y, \hat{y} , $\hat{\varepsilon}$, $\hat{\beta}$. Т.е. найдите $\mathbb{E}(\varepsilon)$, $\mathbb{E}(y)$, . . . и $\text{Cov}(\varepsilon, y)$, $\text{Cov}(\varepsilon, \hat{y})$, . . . $\text{Var}(\hat{\beta}) = \sigma^2(X'X)^{-1}$
- 17. Найдите $\mathbb{E}(\sum (\varepsilon_i \bar{\varepsilon})^2), \mathbb{E}(RSS)$ $(n-1)\sigma^2, (n-k)\sigma^2$
- 18. Используя матрицы $P = X(X'X)^{-1}X'$ и $\pi = \vec{1}(\vec{1}'\vec{1})^{-1}\vec{1}'$ запишите RSS, TSS и ESS в матричной форме $TSS = y'(I-\pi)y$, $RSS = y'(I-\pi)y$, $ESS = y'(P-\pi)y$
- 19. $\mathbb{E}(TSS)$, $\mathbb{E}(ESS)$ громоздкие $\mathbb{E}(TSS) = (n-1)\sigma^2 + \beta' X'(I-\pi)X\beta$

- 20. Вася строит регрессию y на некий набор объясняющих переменных и константу. А на самом деле $y_i = \beta_1 + \varepsilon_i$. Чему равно $\mathbb{E}(TSS)$, $\mathbb{E}(RSS)$, $\mathbb{E}(ESS)$ в этом случае? $(n-1)\sigma^2$, $(n-k)\sigma^2$, $(k-1)\sigma^2$
- 21. Рассмотрим классическую линейную модель. Являются ли векторы $\hat{\varepsilon}$ и \hat{y} перпендикулярными? Найдите $\mathrm{Cov}(\hat{\varepsilon},\hat{y})$
- 22. Чему в классической модели регрессии равны $\mathbb{E}(\varepsilon)$, $\mathbb{E}(\hat{\varepsilon})$? Верно ли что $\sum \varepsilon_i$ равна 0? Верно ли что $\sum \hat{\varepsilon}_i$ равна 0?
- 23. Найдите на Картинке все перпендикулярные векторы. Найдите на Картинке все прямоугольные треугольники. Сформулируйте для них теоремы Пифагора. $\sum y_i^2 = \sum \hat{y}_i^2 + \sum \hat{\varepsilon}_i^2$, TSS = ESS + RSS,
- 24. Покажите на Картинке TSS, ESS, RSS, R^2 , sCov (\hat{y}, y)
- 25. Предложите аналог R^2 для случая, когда константа среди регрессоров отсутствует. Аналог должен быть всегда в диапазоне [0;1], совпадать с обычным R^2 , когда среди регрессоров есть константа, равняться единице в случае нулевого $\hat{\varepsilon}$. Спроецируем единичный столбец на «плоскость», обозначим его 1'. Делаем проекцию y на «плоскость» и на 1'. Далее аналогично.
- 26. Вася оценил регрессию y на константу, x и z. А затем, делать ему нечего, регрессию y на константу и полученный \hat{y} . Какие оценки коэффициентов у него получатся? Чему будет равна оценка дисперсии коэффицента при \hat{y} ? Почему оценка коэффициента неслучайна, а оценка её дисперсии положительна? Проекция y на \hat{y} это \hat{y} , поэтому оценки коэффициентов будут 0 и 1. Оценка дисперсии $\frac{RSS}{(n-2)ESS}$. Нарушены предпосылки теоремы Гаусса-Маркова, например, ошибки новой модели в сумме дают 0, значит коррелированы.
- 27. При каких условиях TSS = ESS + RSS? Либо в регрессию включена константа, либо единичный столбец (тут была опечатка, столбей) можно получить как линейную комбинацию регрессоров, например, включены дамми-переменные для каждого возможного значения качественной переменной.
- 28. Истинная модель имеет вид $y = X\beta + \varepsilon$. Вася оценивает модель $\hat{y} = X\hat{\beta}$ по первой части выборки, получает $\hat{\beta}_a$, по второй части выборки получает $\hat{\beta}_b$ и по всей выборке $\hat{\beta}_{tot}$. Как связаны между собой $\hat{\beta}_a$, $\hat{\beta}_b$, $\hat{\beta}_{tot}$? Как связаны между собой ковариационные матрицы $\mathrm{Var}(\hat{\beta}_a)$, $\mathrm{Var}(\hat{\beta}_b)$ и $\mathrm{Var}(\hat{\beta}_{tot})$? Сами оценки коэффициентов никак детерминистически не связаны, но при большом размере подвыборок примерно равны. А ковариационные матрицы связаны соотношением $\mathrm{Var}(\hat{\beta}_a)^{-1} + \mathrm{Var}(\hat{\beta}_b)^{-1} = \mathrm{Var}(\hat{\beta}_{tot})^{-1}$
- 29. Модель линейной регрессии имеет вид $y_i = \beta_1 x_{i,1} + \beta_2 x_{i,2} + u_i$. Сумма квадратов остатков имеет вид $Q\left(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2\right) = \sum_{i=1}^n (y_1 \hat{\beta}_1 x_{i,1} \hat{\beta}_2 x_{i,2})^2$.
 - (а) Выпишите необходимые условия минимума суммы квадратов остатков
 - (b) Найдите матрицу X'X и вектор X'y если матрица X имеет вид $X=\begin{pmatrix} x_{1,1} & x_{1,2} \\ \vdots & \vdots \\ x_{n,1} & x_{n,2} \end{pmatrix}$, а вектор y имеет вид $y=\begin{pmatrix} y_1 \\ \vdots \\ y_n \end{pmatrix}$
 - (c) Докажите, что необходимые условия равносильны матричному уравнению $X'X\hat{\beta}=X'y$, где $\hat{\beta}=\begin{pmatrix}\hat{\beta}_1\\\hat{\beta}_2\end{pmatrix}$
 - (d) Предполагая, что матрица X'X обратима, найдите $\hat{\beta}$
- 30. Вася оценил исходную модель:

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

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

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

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

В решении можно считать s_x и s_y известными.

- (a) Найдите $\hat{\beta}'_1$
- (b) Как связаны между собой $\hat{\beta}_2$, $\hat{\beta}_2'$ и $\hat{\beta}_2''$?
- (c) Как связаны между собой \hat{u}_i , \hat{u}'_i и \hat{u}''_i ?
- (d) Как связаны между собой $\widehat{\mathrm{Var}}\left(\hat{\beta}_{2}\right)$, $\widehat{\mathrm{Var}}\left(\hat{\beta}_{2}'\right)$ и $\widehat{\mathrm{Var}}\left(\hat{\beta}_{2}''\right)$?
- (e) Как выглядит матрица $\widehat{\text{Var}}\left(\hat{\beta}'\right)$?
- (f) Как связаны между собой t-статистики $t_{\hat{\beta}_2},\,t_{\hat{\beta}_2'}$ и $t_{\hat{\beta}_2''}$?
- (g) Как связаны между собой R^2 , $R^{2\prime}$ и $R^{2\prime\prime}$?
- (h) В нескольких предложениях прокомментируйте последствия перехода к стандартизированным переменным
- 31. Регрессионная модель задана в матричном виде при помощи уравнения $y = X\beta + \varepsilon$, где $\beta = (\beta_1, \beta_2, \beta_3)'$. Известно, что $\mathbb{E}(\varepsilon) = 0$ и $\mathrm{Var}(\varepsilon) = \sigma^2 \cdot I$. Известно также, что

$$y = \begin{pmatrix} 1 \\ 2 \\ 3 \\ 4 \\ 5 \end{pmatrix}, X = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 0 \\ 1 & 1 & 1 \end{pmatrix}.$$

Для удобства расчетов приведены матрицы

$$X'X = \begin{pmatrix} 5 & 2 & 1 \\ 2 & 2 & 1 \\ 1 & 1 & 1 \end{pmatrix} \text{ if } (X'X)^{-1} = \frac{1}{3} \begin{pmatrix} 1 & -1 & 0 \\ -1 & 4 & -3 \\ 0 & -3 & 6 \end{pmatrix}.$$

- (а) Укажите число наблюдений.
- (b) Укажите число регрессоров с учетом свободного члена.
- (с) Запишите модель в скалярном виде
- (d) Рассчитайте $TSS = \sum (y_i \bar{y})^2$, $RSS = \sum (y_i \hat{y}_i)^2$ и $ESS = \sum (\hat{y}_i \bar{y})^2$.
- (e) Рассчитайте при помощи метода наименьших квадратов $\hat{\beta}$, оценку для вектора неизвестных коэффициентов.
- (f) Чему равен $\hat{\varepsilon}_5$, МНК-остаток регрессии, соответствующий 5-ому наблюдению?
- (g) Чему равен \mathbb{R}^2 в модели? Прокомментируйте полученное значение с точки зрения качества оцененного уравнения регрессии.
- (h) Используя приведенные выше данные, рассчитайте несмещенную оценку для неизвестного параметра σ^2 регрессионной модели.
- (i) Рассчитайте $\widehat{\mathrm{Var}}(\hat{\beta})$, оценку для ковариационной матрицы вектора МНК-коэффициентов $\hat{\beta}$.
- (j) Найдите $\widehat{\mathrm{Var}}(\hat{\beta}_1)$, несмещенную оценку дисперсии МНК-коэффициента $\hat{\beta}_1$.
- (k) Найдите $\widehat{\mathrm{Var}}(\hat{\beta}_2)$, несмещенную оценку дисперсии МНК-коэффициента $\hat{\beta}_2$.
- (l) Найдите $\widehat{\mathrm{Cov}}(\hat{\beta}_1,\hat{\beta}_2)$, несмещенную оценку ковариации МНК-коэффициентов $\hat{\beta}_1$ и $\hat{\beta}_2$.
- (m) Найдите $\widehat{\mathrm{Var}}(\hat{\beta}_1+\hat{\beta}_2)$, $\widehat{\mathrm{Var}}(\hat{\beta}_1-\hat{\beta}_2)$, $\widehat{\mathrm{Var}}(\hat{\beta}_1+\hat{\beta}_2+\hat{\beta}_3)$, $\widehat{\mathrm{Var}}(\hat{\beta}_1+\hat{\beta}_2-2\hat{\beta}_3)$
- (n) Найдите $\widehat{\mathrm{Corr}}(\hat{\beta}_1,\hat{\beta}_2)$, оценку коэффициента корреляции МНК-коэффициентов $\hat{\beta}_1$ и $\hat{\beta}_2$.

- (о) Найдите $s_{\hat{\beta}_1}$, стандартную ошибку МНК-коэффициента $\hat{\beta}_1$.
- (р) Рассчитайте выборочную ковариацию y и \hat{y} .
- (q) Найдите выборочную дисперсию y, выборочную дисперсию \hat{y} .

5 Метод максимального правдоподобия — общая теория

- 1. Пусть p неизвестная вероятность выпадения орла при бросании монеты. Из 100 испытаний 42 раза выпал «Орел» и 58 «Решка».
 - (a) Найдите оценку \hat{p} методом максимального правдоподобия
 - (b) Постройте 95% доверительный интервал для p
 - (c) Протестируйте на 5%-ом уровне значимости гипотезу о том, что монетка «правильная» с помощью теста Вальда, теста множителей Лагранжа, теста отношения правдоподобия
- 2. Дядя Вова (Владимир Николаевич) и Скрипач (Гедеван) зарабатывают на Плюке чатлы, чтобы купить гравицапу. Число заработанных за i-ый день чатлов имеет пуассоновское распределение, заработки за разные дни независимы. За прошедшие 100 дней они заработали 250 чатлов.
 - (a) Оцените параметр λ пуассоновского распределения методом максимального правдоподобия
 - (b) Сколько дней им нужно давать концерты, чтобы оценка вероятности купить гравицапу составила 0.99? Гравицапа стоит пол кц или 2200 чатлов.
 - (c) Постройте 95% доверительный интервал для λ
 - (d) Проверьте гипотезу о том, что средний дневной заработок равен 2 чатла с помощью теста отношения правдоподобия, теста Вальда, теста множителей Лагранжа
- 3. Инопланетянин Капп совершил вынужденную посадку на Землю. Каждый день он выходит на связь со своей далёкой планетой. Продолжительность каждого сеанса связи имеет экспоненциальное распределение с параметром λ . Прошедшие 100 сеансов связи в сумме длились 11 часов.
 - (a) Оцените параметр λ экспоненциального распределения методом максимального правдоподобия
 - (b) Постройте 95% доверительный интервал для λ
 - (c) Проверьте гипотезу о том, что средняя продолжительность сеанса связи равна 5 минутам с помощью теста отношения правдоподобия, теста Вальда, теста множителей Лагранжа
- 4. [R] По ссылке http://people.reed.edu/~jones/141/Coal.html скачайте данные о количестве крупных аварий на английских угольных шахтах.
 - (а) Методом максимального правдоподобия оцените две модели:
 - і. Пуассоновская модель: количества аварий независимы и имеют Пуассоновское распределение с параметром λ .
 - іі. Модель с раздутым нулём «zero inflated poisson model»: количества аварий независимы, с вероятностью p аварий не происходит вообще, с вероятностью (1-p) количество аварий имеет Пуассоновское распределение с параметром λ . Смысл этой модели в том, что по сравнению с Пуассоновским распределением у события $\{X_i=0\}$ вероятность выше, а пропорции вероятностей положительных количеств аварий сохраняются. В модели с раздутым нулём дисперсия и среднее количества аварий отличаются. Чему в модели с раздутым нулём равна $\mathbb{P}(X_i=0)$?

- (b) С помощью тестов множителей Лагранжа, Вальда и отношения правдоподобия проверьте гипотезу H_0 : верна пуассоновская модель против H_a : верна модель с раздутым нулём
- (с) Постройте доверительные интервалы для оценённых параметров в обоих моделях
- (d) Постройте доверительный интервал для вероятности полного отсутствия аварий по обеим моделям
- 5. Совместное распределение величин X и Y задано функцией

$$f(x,y) = \frac{\theta(\beta y)^x e^{-(\theta+\beta)y}}{x!}$$

Величина X принимает целые неотрицательные значения, а величина Y — действительные неотрицательные. Имеется случайная выборка $(X_1, Y_1), \ldots (X_n, Y_n)$.

- (a) С помощью метода максимального правдоподобия оцените θ и β
- (b) С помощью метода максимального правдоподобия оцените $a = \theta/(\beta + \theta)$

 $\hat{\theta} = 1/\bar{Y}, \; \hat{\beta} = \bar{X}/\bar{Y}, \; \hat{a} = 1/(1+\bar{X})$

6 Логит и пробит

- 1. Случайная величина X имеет логистическое распределение, если её функция плотности имеет вид $f(x) = e^{-x}/(1 + e^{-x})^2$.
 - (a) Является ли f(x) чётной?
 - (b) Постройте график f(x)
 - (c) Найдите функцию распределения, F(x)
 - (d) Найдите $\mathbb{E}(X)$, Var(X)
 - (е) На какое известный закон распределения похож логистический?

f(x) чётная, $\mathbb{E}(X)=0,\, \mathrm{Var}(X)=\pi^2/3,\,$ логистическое похоже на $N(0,\pi^2/3)$

2. Логит модель часто формулируют в таком виде:

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

где ε_i имеет логистическое распределение, и

$$y_i = \begin{cases} 1, \ y_i^* \geqslant 0 \\ 0, \ y_i^* < 0 \end{cases}$$

- (a) Выразите $\mathbb{P}(y_i = 1)$ с помощью логистической функции распределения
- (b) Найдите $\ln \left(\frac{\mathbb{P}(y_i=1)}{\mathbb{P}(y_i=0)} \right)$

 $\ln\left(\frac{\mathbb{P}(y_i=1)}{\mathbb{P}(y_i=0)}\right) = \beta_1 + \beta_2 x_i.$

- 3. [R] Сравните на одном графике
 - (a) Функции плотности логистической и нормальной $N(0,\pi^2/3)$ случайных величин
 - (b) Функции распределения логистической и нормальной $N(0,\pi^2/3)$ случайных величин
- 4. Винни-Пух знает, что мёд бывает правильный, $honey_i = 1$, и неправильный, $honey_i = 0$. Пчёлы также бывают правильные, $bee_i = 1$, и неправильные, $bee_i = 0$. По 100 своим попыткам добыть мёд Винни-Пух составил таблицу сопряженности:

| | $honey_i = 1$ | $honey_i = 0$ |
|-------------|---------------|---------------|
| $bee_i = 1$ | 12 | 36 |
| $bee_i = 0$ | 32 | 20 |

Используя метод максимального правдоподобия Винни-Пух хочет оценить логит-модель для прогнозирования правильности мёда с помощью правильности пчёл:

$$\ln\left(\frac{\mathbb{P}(honey_i=1)}{\mathbb{P}(honey_i=0)}\right) = \beta_1 + \beta_2 bee_i$$

- (a) Выпишите функцию правдоподобия для оценки параметров β_1 и β_2
- (b) Оцените неизвестные параметры
- (с) С помощью теста отношения правдоподобия проверьте гипотезу о том, правильность пчёл не связана с правильностью мёда на уровне значимости 5%.
- (d) Держась в небе за воздушный шарик, Винни-Пух неожиданно понял, что перед ним неправильные пчёлы. Помогите ему оценить вероятность того, что они делают неправильный мёд.
- 5. Как известно, Фрекен Бок любит пить коньяк по утрам. За прошедшие 4 дня она записала, сколько рюмочек коньяка выпила утром, x_i , и видела ли она в этот день привидение, y_i , $y_i \mid 1 \quad 0 \quad 1 \quad 0$

Зависимость между y_i и x_i описывается логит-моделью,

$$\ln\left(\frac{\mathbb{P}(y_i=1)}{\mathbb{P}(y_i=0)}\right) = \beta_1 + \beta_2 x_i$$

- (а) Выпишите в явном виде логарифмическую функцию максимального правдоподобия
- (b) [R] Найдите оценки параметров β_1 и β_2
- 6. При оценке логит модели

$$\mathbb{P}(y_i = 1) = \Lambda(\beta_1 + \beta_2 x_i)$$

оказалось, что $\hat{\beta}_1 = 0.7$ и $\hat{\beta}_2 = 3$. Найдите максимальный предельный эффект роста x_i на вероятность $\mathbb{P}(y_i = 1)$.

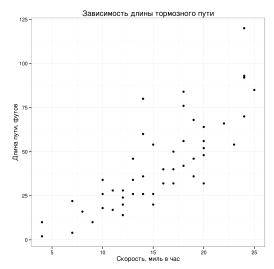
7 Мультиколлинеарность

- 1. Сгенерируйте данные так, чтобы при оценке модели $\hat{y} = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 x + \hat{\beta}_3 z$ оказывалось, что по отдельности оценки коэффициентов $\hat{\beta}_2$ и $\hat{\beta}_3$ незначимы, но модель в целом значима.
- 2. В этом задании нужно сгенерировать зависимую переменную y и два регрессора x и z.
 - (a) Сгенерируйте данные так, чтобы корреляция между регрессорами x и z была больше 0.9, и проблема мультиколлинеарности есть, т.е. по отдельности регрессоры не значимы, но регрессия в целом значима.
 - (b) А теперь сгенерируйте данные так, чтобы корреляция между регрессорами была по-прежнему больше 0.9, но проблемы мультиколлинеарности бы не было, т.е. все коэффициенты были бы значимы.
 - (c) Есть несколько способов, как изменить генерации случайных величин, чтобы перейти от ситуации «а» к ситуации «b». Назовите хотя бы два.

увеличить количество наблюдений, уменьшить дисперсию случайной ошибки

3. Исследуем зависимость длины тормозного пути автомобиля от скорости по историческим данным 1920-х годов.

```
h <- cars
ggplot(h,aes(x=speed,y=dist))+geom_point()+
labs(title="Зависимость длины тормозного пути",
x="Скорость, миль в час",y="Длина пути, футов")
```



```
speed.mean <- mean(h$speed)</pre>
```

Построим результаты оценивания нецентрированной регрессии:

```
cars.model <- lm(dist~speed+I(speed^2)+I(speed^3),data=h)
cars.table <- as.table(coeftest(cars.model))
rownames(cars.table) <-c("Kohctahta","speed","speed^2","speed^3")</pre>
```

с тремя переменными руками громоздко делать, а с двумя вроде не видно мультик.

xtable(cars.table)

| | Estimate | Std. Error | t value | Pr(> t) |
|-----------|----------|------------|---------|----------|
| Константа | -19.51 | 28.41 | -0.69 | 0.50 |
| speed | 6.80 | 6.80 | 1.00 | 0.32 |
| speed^2 | -0.35 | 0.50 | -0.70 | 0.49 |
| speed^3 | 0.01 | 0.01 | 0.91 | 0.37 |

Ковариационная матрица коэффициентов имеет вид:

```
cars.vcov <- vcov(cars.model)
rownames(cars.vcov) <-c("Kohctahta", "speed", "speed^2", "speed^3")
colnames(cars.vcov) <-c("Kohctahta", "speed", "speed^2", "speed^3")
xtable(cars.vcov)</pre>
```

| | Константа | speed | speed^2 | speed^3 |
|-----------|-----------|---------|---------|---------|
| Константа | 806.86 | -186.20 | 12.88 | -0.27 |
| speed | -186.20 | 46.26 | -3.35 | 0.07 |
| speed^2 | 12.88 | -3.35 | 0.25 | -0.01 |
| speed^3 | -0.27 | 0.07 | -0.01 | 0.00 |

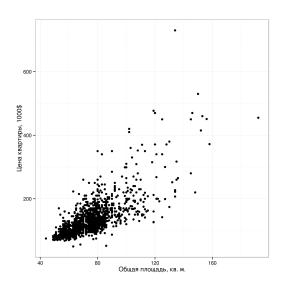
(а) Проверьте значимость всех коэффициентов и регрессии в целом

- (b) Постройте 95%-ый доверительный интервал для $\mathbb{E}(dist)$ при speed=10
- (c) Постройте 95%-ый доверительный интервал для $\mathbb{E}(ddist/dspeed)$ при speed=10
- (d) Как выглядит уравнение регрессии, если вместо *speed* использовать центрированную скорость? Известно, что средняя скорость равна 15.4
- (е) С помощью регрессии с центрированной скоростью ответьте на предыдущие вопросы.
- 4. Пионеры, Крокодил Гена и Чебурашка собирали металлолом несколько дней подряд. В распоряжение иностранной шпионки, гражданки Шапокляк, попали ежедневные данные по количеству собранного металлолома: вектор g для Крокодила Гены, вектор h для Чебурашки и вектор x для Пионеров. Гена и Чебурашка собирали вместе, поэтому выборочная корреляция $\mathrm{sCorr}(g,h) = -0.9$. Гена и Чебурашка собирали независимо от Пионеров, поэтому выборочные корреляции $\mathrm{sCorr}(g,x) = 0$, $\mathrm{sCorr}(h,x) = 0$. Если регрессоры g,h и x центрировать и нормировать, то получится матрица \tilde{X} .
 - (a) Найдите параметр обусловленности матрицы $(\tilde{X}'\tilde{X})$
 - (b) Вычислите одну или две главные компоненты (выразите их через вектор-столбцы матрицы \tilde{X}), объясняющие не менее 70% общей выборочной дисперсии регрессоров
 - (c) Шпионка Шапокляк пытается смоделировать ежедневный выпуск танков, y. Выразите коэффициенты регрессии $y = \beta_1 + \beta_2 g + \beta_3 h + \beta_4 x + \varepsilon$ через коэффициенты регрессии на главные компоненты, объясняющие не менее 70% общей выборочной дисперсии.
- 5. Для модели $y_i = \beta x_i + \varepsilon$ рассмотрите модель Ridge regression с коэффициентом λ .
 - (a) Выведите формулу для $\hat{\beta}_{RR}$
 - (b) Найдите $\mathbb{E}(\hat{\beta}_{RR})$, смещение оценки $\hat{\beta}_{RR}$,
 - (c) Найдите $Var(\hat{\beta}_{RR})$, $MSE(\hat{\beta}_{RR})$
 - (d) Всегда ли оценка $\hat{\beta}_{RR}$ смещена?
 - (e) Всегда ли оценка $\hat{\beta}_{RR}$ имеет меньшую дисперсию, чем $\hat{\beta}_{ols}$?
 - (f) Найдите такое λ , что $MSE(\hat{\beta}_{RR}) < MSE(\hat{\beta}_{ols})$
- 6. Известно, что в модели $y = X\beta + \varepsilon$ все регрессоры ортогональны.
 - (a) Как выглядит матрица X'X в случае ортогональных регрессоров?
 - (b) Выведите $\hat{\beta}_{rr}$ в явном виде
 - (c) Как связаны между собой $\hat{\beta}_{rr}$ и $\hat{\beta}_{ols}$?
- 7. Для модели $y_i = \beta x_i + \varepsilon_i$ выведите в явном виде $\hat{\beta}_{lasso}$.

8 Гетероскедастичность

- 1. Что такое гетероскедастичность? Гомоскедастичность?
- 2. Диаграмма рассеяния стоимости квартиры в Москве (в 1000\$) и общей площади квартиры имеет вид:

```
ggplot(flats,aes(x=totsp,y=price))+geom_point()+
labs(x="Общая площадь, кв. м.",y="Цена квартиры, 1000$")
```



Какие подходы к оцениванию зависимости имеет смысл посоветовать исходя из данного графика?

графику видно, что с увеличением общей площади увеличивается разброс цены. Поэтому разумно, например, рассмотреть следующие подходы:

- (a) Перейти к логарифмам, т.е. оценивать модель $\ln price_i = \beta_1 + \beta_2 \ln totsp_i + \varepsilon_i$
- (b) Оценивать квантильную регрессию. В ней угловые коэффициенты линейной зависимости будут отличаться для разных квантилей переменной price.
- (c) Обычную модель линейной регрессии с гетероскедастичностью вида $Var(\varepsilon_i) = \sigma^2 totsp_i^2$
- 3. По наблюдениям x = (1, 2, 3)', y = (2, -1, 3)' оценивается модель $y = \beta_1 + \beta_2 x + \varepsilon$. Ошибки ε гетероскедастичны и известно, что $Var(\varepsilon_i) = \sigma^2 \cdot x_i^2$.
 - (a) Найдите оценки $\hat{\beta}_{ols}$ с помощью МНК и их ковариационную матрицу
 - (b) Найдите оценки $\hat{\beta}_{gls}$ с помощью обобщенного МНК и их ковариационную матрицу
- 4. В модели $y = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 x + \varepsilon$ присутствует гетероскедастичность вида $\mathrm{Var}(\varepsilon_i) = \sigma^2 x_i^2$. Как надо преобразовать исходные регрессоры и зависимую переменную, чтобы устранить гетероскедастичность? Поделить зависимую переменную и каждый регрессор, включая единичный столбец, на $|x_i|$.
- 5. В модели $y = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 x + \varepsilon$ присутствует гетероскедастичность вида $\text{Var}(\varepsilon_i) = \lambda |x_i|$. Как надо преобразовать исходные регрессоры и зависимую переменную, чтобы устранить гетероскедастичность? Поделить зависимую переменную и каждый регрессор, включая единичный столбец, на $\sqrt{|x_i|}$.
- 6. Известно, что после деления каждого уравнения регрессии $y_i = \beta_1 + \beta_2 x_i + \varepsilon_i$ на x_i^2 гетероскедастичность ошибок была устранена. Какой вид имела дисперсия ошибок, $Var(\varepsilon_i)$? $Var(\varepsilon_i) = cx_i^4$
- 7. Известно, что после деления каждого уравнения регрессии $y_i = \beta_1 + \beta_2 x_i + \varepsilon_i$ на $\sqrt{x_i}$ гетероскедастичность ошибок была устранена. Какой вид имела дисперсия ошибок, $\text{Var}(\varepsilon_i)$?
- 8. Для линейной регрессии $y_i = \beta_1 + \beta_2 x_i + \beta_3 z_i + \varepsilon_i$ была выполнена сортировка наблюдений по возрастанию переменной x. Исходная модель оценивалась по разным частям выборки:

| Выборка | , - | , - | , , | |
|---|------|------|------|-------|
| i = 1,, 30 i = 1,, 11 i = 12,, 19 | 1.21 | 1.89 | 2.74 | 48.69 |
| $i=1,\ldots,11$ | 1.39 | 2.27 | 2.36 | 10.28 |
| $i = 12, \dots, 19$ | 0.75 | 2.23 | 3.19 | 5.31 |
| $i=20,\ldots,30$ | 1.56 | 1.06 | 2.29 | 14.51 |

Известно, что ошибки в модели являются независимыми нормальными случайными величинами с нулевым математическим ожиданием. Протестируйте ошибки на гетероскедастичность на уровне значимости 5%.

Протестируем гетероскедастичность ошибок при помощи теста Голдфельда- Квандта. $H_0: Var(\varepsilon_i) = \sigma^2, \ H_a: Var(\varepsilon_i) = f(x_i)$

- (a) Тестовая статистика $GQ = \frac{RSS_3/(n_3-k)}{RSS_1/(n_1-k)}$, где $n_1 = 11$ число наблюдений в первой подгруппе, $n_3 = 11$ число наблюдений в последней подгруппе, k = 3 число факторов в модели, считая единичный столбец.
- (b) Распределение тестовой статистики при верной H_0 : $GQ \sim F_{n_3-k,\,n_1-k}$
- (c) Наблюдаемое значение $GQ_{obs}=1.41$

- (d) Область в которой H_0 не отвергается: $GQ \in [0; 3.44]$
- (e) Статистический вывод: поскольку $GQ_{obs} \in [0; 3.44]$, то на основании имеющихся наблюдений на уровне значимости 5% основная гипотеза H_0 не может быть отвергнута. Таким образом, тест Голдфельда-Квандта не выявил гетероскедастичность.
- 9. Для линейной регрессии $y_i = \beta_1 + \beta_2 x_i + \beta_3 z_i + \varepsilon_i$ была выполнена сортировка наблюдений по возрастанию переменной x. Исходная модель оценивалась по разным частям выборки:

| Выборка | $\hat{\beta}_1$ | \hat{eta}_2 | \hat{eta}_3 | RSS |
|---------------------------------------|-----------------|---------------|---------------|--------|
| $i=1,\ldots,50$ | 1.16 | 1.99 | 2.97 | 174.69 |
| $i = 1, \dots, 50$ $i = 1, \dots, 21$ | 0.76 | 2.25 | 3.18 | 20.41 |
| $i = 22, \dots, 29$ | 0.85 | 1.81 | 3.32 | 3.95 |
| $i = 30, \dots, 50$ | 1.72 | 1.41 | 2.49 | 130.74 |

Известно, что ошибки в модели являются независимыми нормальными случайными величинами с нулевым математическим ожиданием. Протестируйте ошибки на гетероскедастичность на уровне значимости 1%.

Протестируем гетероскедастичность ошибок при помощи теста Голдфельда- Квандта. $H_0: \mathrm{Var}(\varepsilon_i) = \sigma^2, \ H_a: \mathrm{Var}(\varepsilon_i) = f(x_i)$

- (a) Тестовая статистика $GQ = \frac{RSS_3/(n_3-k)}{RSS_1/(n_1-k)}$, где $n_1 = 21$ число наблюдений в первой подгруппе, $n_3 = 21$ число наблюдений в последней подгруппе, k = 3 число факторов в модели, считая единичный столбец.
- (b) Распределение тестовой статистики при верной $H_0\colon GQ\sim F_{n_3-k,\,n_1-k}$
- (c) Наблюдаемое значение $GQ_{obs} = 6.49$
- (d) Область в которой H_0 не отвергается: $GQ \in [0; 3.12]$
- (e) Статистический вывод: поскольку $GQ_{obs} \notin [0; 3.12]$, то на основании имеющихся наблюдений на уровне значимости 1% основная гипотеза H_0 отвергается. Таким образом, тест Голдфельда-Квандта выявил гетероскедастичность.
- 10. Для линейной регрессии $y_i = \beta_1 + \beta_2 x_i + \beta_3 z_i + \varepsilon_i$ была выполнена сортировка наблюдений по возрастанию переменной x. Исходная модель оценивалась по разным частям выборки:

| Выборка | , – | , – | , - | |
|---|------|------|------|-------|
| $i=1,\ldots,30$ | 0.96 | 2.25 | 3.44 | 52.70 |
| i = 1,, 30 i = 1,, 11 i = 12,, 19 | 1.07 | 2.46 | 2.40 | 5.55 |
| $i = 12, \dots, 19$ | 1.32 | 1.01 | 2.88 | 11.69 |
| $i=20,\ldots,30$ | 1.04 | 2.56 | 4.12 | 16.00 |

Известно, что ошибки в модели являются независимыми нормальными случайными величинами с нулевым математическим ожиданием. Протестируйте ошибки на гетероскедастичность на уровне значимости 5%.

Протестируем гетероскедастичность ошибок при помощи теста Голдфельда- Квандта. $H_0: \mathrm{Var}(\varepsilon_i) = \sigma^2, \ H_a: \mathrm{Var}(\varepsilon_i) = f(x_i)$

- (a) Тестовая статистика $GQ = \frac{RSS_3/(n_3-k)}{RSS_1/(n_1-k)}$, где $n_1=11$ число наблюдений в первой подгруппе, $n_3=11$ число наблюдений в последней подгруппе, k=3 число факторов в модели, считая единичный столбец.
- (b) Распределение тестовой статистики при верной H_0 : $GQ \sim F_{n_3-k,\,n_1-k}$
- (c) Наблюдаемое значение $GQ_{obs}=2.88$
- (d) Область в которой H_0 не отвергается: $GQ \in [0; 3.44]$
- (e) Статистический вывод: поскольку $GQ_{obs} \in [0; 3.44]$, то на основании имеющихся наблюдений на уровне значимости 5% основная гипотеза H_0 не может быть отвергнута. Таким образом, тест Голдфельда-Квандта не выявил гетероскедастичность.
- 11. Для линейной регрессии $y_i = \beta_1 + \beta_2 x_i + \beta_3 z_i + \varepsilon_i$ была выполнена сортировка наблюдений по возрастанию переменной x. Исходная модель оценивалась по разным частям выборки:

| Выборка | $\hat{\beta}_1$ | \hat{eta}_2 | \hat{eta}_3 | RSS |
|---------------------|-----------------|---------------|---------------|--------|
| $i=1,\ldots,50$ | 0.93 | 2.02 | 3.38 | 145.85 |
| $i=1,\ldots,21$ | 1.12 | 2.01 | 3.32 | 19.88 |
| $i = 22, \dots, 29$ | 0.29 | 2.07 | 2.24 | 1.94 |
| $i = 30, \dots, 50$ | 0.87 | 1.84 | 3.66 | 117.46 |

Известно, что ошибки в модели являются независимыми нормальными случайными величинами с нулевым математическим ожиданием. Протестируйте ошибки на гетероскедастичность на уровне значимости 5%.

Протестируем гетероскедастичность ошибок при помощи теста Голдфельда- Квандта. $H_0: \operatorname{Var}(\varepsilon_i) = \sigma^2, \ H_a: \operatorname{Var}(\varepsilon_i) = f(x_i)$

- (a) Тестовая статистика $GQ = \frac{RSS_3/(n_3-k)}{RSS_1/(n_1-k)}$, где $n_1 = 21$ число наблюдений в первой подгруппе, $n_3 = 21$ число наблюдений в последней подгруппе, k = 3 число факторов в модели, считая единичный столбец.
- (b) Распределение тестовой статистики при верной H_0 : $GQ \sim F_{n_3-k,\,n_1-k}$
- (c) Наблюдаемое значение $GQ_{obs}=5.91$
- (d) Область в которой H_0 не отвергается: $GQ \in [0; 2.21]$

- (e) Статистический вывод: поскольку $GQ_{obs} \notin [0; 2.21]$, то на основании имеющихся наблюдений на уровне значимости 5% основная гипотеза H_0 отвергается. Таким образом, тест Голлфельла-Крандта выявил гетероске дастичность.
- 12. Рассмотрим линейную регрессию $y_i = \beta_1 + \beta_2 x_i + \beta_3 z_i + \varepsilon_i$. При оценивании с помощью МНК были получены результаты: $\hat{\beta}_1 = 1.21, \ \hat{\beta}_2 = 1.11, \ \hat{\beta}_3 = 3.15, \ R^2 = 0.72$.

Оценена также вспомогательная регрессия: $\hat{\varepsilon}_i = \delta_1 + \delta_2 x_i + \delta_3 z_i + \delta_4 x_i^2 + \delta_5 z_i^2 + \delta_6 x_i z_i + u_i$. Результаты оценивания следующие: $\hat{\delta}_1 = 1.50$, $\hat{\delta}_2 = -2.18$, $\hat{\delta}_3 = 0.23$, $\hat{\delta}_4 = 1.87$, $\hat{\delta}_5 = -0.56$, $\hat{\delta}_6 = -0.09$, $R_{aux}^2 = 0.36$

Известно, что ошибки в модели являются независимыми нормальными случайными величинами с нулевым математическим ожиданием. Протестируйте ошибки на гетероскедастичность на уровне значимости 5%.

Протестируем гетероскедастичность ошибок при помощи теста Уайта. $H_0: \mathrm{Var}(arepsilon_i) = \sigma^2, \ H_a: \mathrm{Var}(arepsilon_i) = \delta_1 + \delta_2 x_i + \delta_3 z_i + \delta_4 x_i^2 + \delta_5 z_i^2 + \delta_6 x_i z_i.$

- (a) Тестовая статистика $W=n\cdot R_{aux}^2$, где n число наблюдений, R_{aux}^2 коэффициент детерминации для вспомогательной регрессии.
- (b) Распределение тестовой статистики при верной H_0 : $W \sim \chi^2_{kaux-1}$, где $k_{aux}=6$ число регрессоров во вспомогательной регрессии, считая константу.
- (c) Наблюдаемое значение тестовой статистики: $W_{obs} = 18$
- (d) Область в которой H_0 не отвергается: $W \in [0; W_{crit}] = [0; 11.07]$
- (e) Статистический вывод: поскольку $W_{obs} \notin [0; 11.07]$, то на основании имеющихся наблюдений на уровне значимости 5% основная гипотеза H_0 отвергается. Таким образом, тест Уайта выявил гетероскедастичность.

9 Временные ряды

- 1. Что такое автокорреляция?
- 2. На графике представлены данные по уровню озера Гуро́н в футах в 1875-1972 годах:

```
ggplot(df,aes(x=obs,y=level))+geom_line()+
labs(x="Год",ylab="Уровень озера (футы)")
```

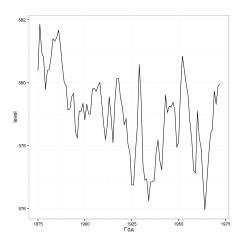
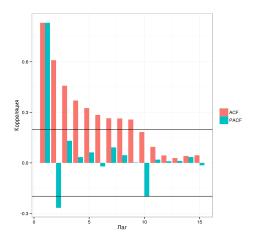


График автокорреляционной и частной автокорреляционной функций:



- (a) Судя по графикам, какие модели класса ARMA или ARIMA имеет смысл оценить?
- (b) По результатам оценки некоей модели ARMA с двумя параметрами, исследователь посчитал оценки автокорреляционной функции для остатков модели. Известно, что для остатков модели первые три выборочные автокорреляции равны соответственно 0.0047, -0.0129 и -0.063. С помощью подходящей статистики проверьте гипотезу о том, что первые три корреляции ошибок модели равны нулю.
- 3. Винни-Пух пытается выявить закономерность в количестве придумываемых им каждый день ворчалок. Винни-Пух решил разобраться, является ли оно стационарным процессом, для этого он оценил регрессию

$$\Delta \hat{y}_t = 4.5 - 0.4 y_{t-1} + 0.7 \Delta y_{t-1}$$

Из-за опилок в голове Винни-Пух забыл, какой тест ему нужно провести, то ли Доктора Ватсона, то ли Дикого Фуллера.

- (а) Аккуратно сформулируйте основную и альтернативную гипотезы
- (b) Проведите подходящий тест на уровне значимости 5%
- (с) Сделайте вывод о стационарности ряда
- (d) Почему Сова не советовала Винни-Пуху пользоваться широко применяемым в Лесу *t*-распределением?
- 4. Рассматривается модель $y_t = \beta_1 + \beta_2 x_{t1} + \ldots + \beta_k x_{tk} + \varepsilon_t$. Ошибки ε_t гомоскедастичны, но в них возможно присутствует автокорреляция первого порядка, $\varepsilon_t = \rho \varepsilon_{t-1} + u_t$. При известном числе наблюдений T на уровне значимости 5% сделайте статистический вывод о наличии автокорреляции.
 - (a) T = 25, k = 2, DW = 0.8
 - (b) T = 30, k = 3, DW = 1.6
 - (c) T = 50, k = 4, DW = 1.8
 - (d) T = 100, k = 5, DW = 1.1
- 5. По 100 наблюдениям была оценена модель линейной регрессии $y_t = \beta_1 + \beta_2 x_t + \varepsilon_t$. Оказалось, что $RSS=120,\ \hat{\varepsilon}_1=-1,\ \hat{\varepsilon}_{100}=2,\ \sum_{t=2}^{100}\hat{\varepsilon}_t\hat{\varepsilon}_{t-1}=-50.$ Найдите DW и ρ .
- 6. Применяется ли статистика Дарбина-Уотсона для выявления автокорреляции в следующих моделях
 - (a) $y_t = \beta_1 x_t + \varepsilon_t$
 - (b) $y_t = \beta_1 + \beta_2 x_t + \varepsilon_t$
 - (c) $y_t = \beta_1 + \beta_2 y_{t-1} + \varepsilon_t$

- (d) $y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \beta_3 y_{t-1} + \varepsilon_t$
- (e) $y_t = \beta_1 t + \beta_2 x_t + \varepsilon_t$
- (f) $y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \beta_3 x_t + \beta_4 x_{t-1} + \varepsilon_t$
- 7. По 21 наблюдению была оценена модель линейной регрессии $\hat{y}=1.2+0.9\cdot y_{t-1}+0.1\cdot t,$ (se) (0.18) (

уровне значимости 5%. 8. По 24 наблюдениям была оценена модель линейной регрессии $\hat{y} = 0.5 + 2 (0.01) \cdot t$, $R^2 = 0.9$,

DW = 1.3. Протестируйте гипотезу об отсутствии автокорреляции ошибок на уровне значимости 5%.

9. По 32 наблюдениям была оценена модель линейной регрессии $\hat{y} = 10 + 2.5 \cdot t - 0.1 \cdot t^2$,

 $R^2=0.75,\, DW=1.75.$ Протестируйте гипотезу об отсутствии автокорреляции ошибок на уровне значимости 5%.

- 10. Рассмотрим модель $y_t = \beta_1 + \beta_2 x_{t1} + \ldots + \beta_k x_{tk} + \varepsilon_t$, где ε_t подчиняются автокорреляционной схеме первого порядка, т.е.
 - (a) $\varepsilon_t = \rho \varepsilon_{t-1} + u_t, -1 < \rho < 1$
 - (b) $Var(\varepsilon_t) = const$, $\mathbb{E}(\varepsilon_t) = const$
 - (c) $Var(u_t) = \sigma^2$, $\mathbb{E}(u_t) = 0$
 - (d) Величины u_t независимы между собой
 - (e) Величины u_t и ε_s независимы, если $t \geqslant s$

Найдите:

- (a) $\mathbb{E}(\varepsilon_t)$, $\operatorname{Var}(\varepsilon_t)$
- (b) $Cov(\varepsilon_t, \varepsilon_{t+h})$
- (c) $Corr(\varepsilon_t, \varepsilon_{t+h})$
- (a) $\mathbb{E}(\varepsilon_t) = 0$, $\operatorname{Var}(\varepsilon_t) = \sigma^2/(1 \rho^2)$
- (b) $Cov(\varepsilon_t, \varepsilon_{t+h}) = \rho^h \cdot \sigma^2/(1 \rho^2)$
- (c) $Corr(\varepsilon_t, \varepsilon_{t+h}) = \rho^h$
- 11. Ошибки в модели $y_t = \beta_1 + \beta_2 x_t + \varepsilon_t$ являются автокоррелированными первого порядка, $\varepsilon_t = \rho \varepsilon_{t-1} + u_t$. Шаман-эконометрист Ойуун выполняет два камлания-преобразования. Поясните смысл камланий:
 - (a) Камлание A, при $t \ge 2$, Ойуун преобразует уравнение к виду $y_t \rho y_{t-1} = \beta_1 (1 \rho) + \beta_2 (x_t \rho x_{t-1}) + \varepsilon_t \rho \varepsilon_{t-1}$
 - (b) Камлание Б, при t=1, Ойуун преобразует уравнение к виду $\sqrt{1-\rho^2}y_1=\sqrt{1-\rho^2}\beta_1+\sqrt{1-\rho^2}\beta_2x_1+\sqrt{1-\rho^2}\varepsilon_1$.
- 12. Пусть y_t стационарный процесс. Верно ли, что стационарны:
 - (a) $z_t = 2y_t$
 - (b) $z_t = y_t + 1$
 - (c) $z_t = \Delta y_t$
 - (d) $z_t = 2y_t + 3y_{t-1}$

все линейные комбинации стационарны

13. Известно, что временной ряд y_t порожден стационарным процессом, задаваемым соотношением $y_t = 1 + 0.5y_{t-1} + \varepsilon_t$. Имеется 1000 наблюдений. Вася построил регрессию y_t на константу и y_{t-1} . Петя построил регрессию на константу и y_{t+1} . Какие примерно оценки коэффициентов они получат? Они будут примерно одинаковы. Оценка наклона определяется автоковариационной функцией.

14. Рассмотрим следующий AR(1)-ARCH(1) процесс, $y_t = 1 + 0.5y_{t-1} + \varepsilon_t$, $\varepsilon_t = \nu_t \cdot \sigma_t$ ν_t независимые N(0;1) величины.

$$\sigma_t^2 = 1 + 0.8\varepsilon_{t-1}^2$$

Также известно, что $y_{100} = 2$, $y_{99} = 1.7$

- (а) Найдите $\mathbb{E}_{100}(\varepsilon_{101}^2)$, $\mathbb{E}_{100}(\varepsilon_{102}^2)$, $\mathbb{E}_{100}(\varepsilon_{103}^2)$, $\mathbb{E}(\varepsilon_t^2)$
- (b) $Var(y_t)$, $Var(y_t|\mathcal{F}_{t-1})$
- (c) Постройте доверительный интервал для y_{101} :
 - і. проигнорировав условную гетероскедастичность
 - іі. учтя условную гетерескедастичность
- 15. Пусть x_t , t=0,1,2,... случайный процесс и $y_t=(1+\mathrm{L})^t x_t$. Выразите x_t с помощью y_t и оператора лага L. $x_t = (1 - L)^t y_t$
- 16. Пусть F_n последовательность чисел Фибоначчи. Упростите величину

$$F_1 + C_5^1 F_2 + C_5^2 F_3 + C_5^3 F_4 + C_5^4 F_5 + C_5^5 F_6$$

 $F_n=\mathrm{L}(1+\mathrm{L})F_n$, значит $F_n=\mathrm{L}^k(1+\mathrm{L})^kF_n$ или $F_{n+k}=(1+\mathrm{L})^kF_n$

- 17. Пусть $y_t, t = \dots -2, -1, 0, 1, 2, \dots$ случайный процесс. И $y_t = x_{-t}$. Являются ли верными рассуждения?
 - (a) $Ly_t = Lx_{-t} = x_{-t-1}$
 - (b) $Ly_t = y_{t-1} = x_{-t+1}$

- 18. Представьте процесс AR(1), $y_t = 0.9y_{t-1} 0.2y_{t-2} + \varepsilon_t$, $\varepsilon \sim WN(0;1)$ в виде модели состояниенаблюдение.
 - а) Выбрав в качестве состояний вектор $\begin{pmatrix} y_t \\ y_{t-1} \end{pmatrix}$ б) Выбрав в качестве состояний вектор $\begin{pmatrix} y_t \\ \hat{y}_{t,1} \end{pmatrix}$

Найдите дисперсии ошибок состояний

19. Представьте процесс MA(1), $y_t = \varepsilon_t + 0.5\varepsilon_{t-1}, \ \varepsilon \sim WN(0;1)$ в виде модели состояние-

a)
$$\begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \varepsilon_{t-1} \end{pmatrix}$$

b) $\begin{pmatrix} \varepsilon_t + 0.5\varepsilon_{t-1} \\ 0.5\varepsilon_t \end{pmatrix}$

20. Представьте процесс ARMA(1,1), $y_t=0.5y_{t-1}+\varepsilon_t+\varepsilon_{t-1},\ \varepsilon$ ~WN(0;1) в виде модели состояние-наблюдение.

Вектор состояний имеет вид x_t, x_{t-1} , где $x_t = \frac{1}{1-0.5L} \varepsilon_t$

- 21. Рекурсивные коэффициенты
 - (a) Оцените модель вида $y_t = a + b_t x_t + \varepsilon_t$, где $b_t = b_{t-1}$.
 - (b) Сравните графики filtered state и smoothed state.
 - (c) Сравните финальное состояние b_T с коэффициентом в обычной модели линейной регрессии, $y_t = a + bx_t + \varepsilon_t$.

10 SVM

1. Имеются три наблюдения A, B и C:

| | \boldsymbol{x} | y |
|---|------------------|----|
| A | 1 | -2 |
| B | 2 | 1 |
| C | 3 | 0 |

- (a) Найдите расстояние AB и косинус угла ABC
- (b) Найдите расстояние AB и косинус угла ABC в расширенном пространстве с помощью гауссовского ядра с $\sigma=1$.
- (c) Найдите расстояние AB и косинус угла ABC в расширенном пространстве с помощью полиномиального ядра второй степени
- 2. Переход из двумерного пространства в расширяющее задан функцией

$$f:(x_1,x_2)\to (1,x_1,x_2,3x_1x_2,2x_1^2,4x_2^2)$$

Найдите соответствующую ядерную функцию

3. Ядерная функция имеет вид

$$K(x,y) = x_1^2 y_1^2 + x_2^2 y_2^2 + 2x_1 x_2 y_1 y_2$$

Как может выглядеть функция $f:\mathbb{R}^2\to\mathbb{R}^3$ переводящие исходные векторы в расширенное пространство? $f(x_1,x_2)=(x_1^2,x_2^2,\sqrt{2}x_1x_2)$

4. Дана плоскость. На ней точки. Симметрично ох. Найдите разделяющую гиперплоскость при разных C.

11 Деревья и Random Forest

1. Для случайных величин X и Y найдите индекс Джини и энтропию

- 2. Случайная величина X принимает значение 1 с вероятностью p и значение 0 с вероятностью 1-p.
 - (a) Постройте график зависимости индекса Джини и энтропии от p
 - (b) При каком p энтропия и индекс Джини будут максимальны?
- 3. табличка с тремя признаками...
 - (a) Какой фактор нужно использовать при прогнозировании y, чтобы минимизировать энтропию?
 - (b) Какой фактор нужно использовать при прогнозировании y, чтобы минимизировать индекс Джини?

12 Линейная алгебра

- 1. Найдите каждую из следующих матриц в каждой из следующих степеней $\frac{1}{2}, \frac{1}{3}, -\frac{1}{2}, -\frac{1}{3}, -1, 100.$
 - (a) $\begin{pmatrix} 1 & 1 \\ 1 & 2 \end{pmatrix}$
 - (b) $\begin{pmatrix} 4 & 1 \\ 1 & 2 \end{pmatrix}$

- 2. Найдите ортогональную проекцию и ортогональную составляющую (перпендикуляр) вектора u_1 на линейное подпространство $L = \mathcal{L}(u_2)$, порождённое вектором u_2 , если
 - (a) $u_1 = (1 \ 1 \ 1 \ 1), u_2 = (1 \ 0 \ 0 \ 1)$
 - (b) $u_1 = (2 \ 2 \ 2 \ 2), u_2 = (1 \ 0 \ 0 \ 1)$
 - (c) $u_1 = (1 \ 1 \ 1 \ 1), u_2 = (7 \ 0 \ 0 \ 7)$
- 3. Найдите обратные матрицы ко всем матрицам, представленным ниже.
 - (a) $\begin{pmatrix} 1 & 1 & 0 \\ 0 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$
 - (b) $\begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 0 \\ 0 & 1 & 1 \end{pmatrix}$
 - $\begin{array}{cccc}
 (c) & \begin{pmatrix} 0 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \end{pmatrix}
 \end{array}$
 - (d) $\begin{pmatrix} 0 & 0 & a \\ 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \end{pmatrix}$
- 4. Найдите ранг следующих матриц в зависимости от значений параметра λ .
 - (a) $\begin{pmatrix} \lambda & 1 & 1 \\ 1 & \lambda & 1 \\ 1 & 1 & \lambda \end{pmatrix}$
 - (b) $\begin{pmatrix} 1 \lambda & 1 2\lambda \\ 1 + \lambda & 1 + 3\lambda \end{pmatrix}$
 - (c) $\begin{pmatrix} 1 & \lambda & -1 & 2 \\ 2 & -1 & \lambda & 5 \\ 1 & 10 & -6 & 1 \end{pmatrix}$
 - (d) $\begin{pmatrix} \lambda & 1 & -1 & -1 \\ 1 & \lambda & -1 & -1 \\ 1 & 1 & -\lambda & -1 \\ 1 & 1 & -1 & -\lambda \end{pmatrix}$
- 5. Пусть $i=(1,\dots,1)'$ вектор из n единиц и $\pi=i(i'i)^{-1}i'$. Найдите:
 - (a) $\operatorname{tr}(\pi)$ и $\operatorname{rk}(\pi)$
 - (b) $\operatorname{tr}(I-\pi)$ и $\operatorname{rk}(I-\pi)$
- 6. Пусть X матрица размера $n \times k$, где n > k, и пусть $\mathrm{rk}(X) = k$. Верно ли, что матрица $P = X(X'X)^{-1}X'$ симметрична и идемпотентна?
- 7. Пусть X матрица размера $n \times k$, где n > k, и пусть $\mathrm{rk}(X) = k$. Верно ли, что каждый столбец матрицы $P = X(X'X)^{-1}X'$ является собственным вектором матрицы P, отвечающим собственному значению 1?
- 8. Пусть X матрица размера $n \times k$, где n > k, пусть $\mathrm{rk}(X) = k$ и $P = X(X'X)^{-1}X'$. Верно ли, что каждый вектор-столбец u, такой что X'u = 0, является собственным вектором матрицы P, отвечающим собственному значению 0?
- 9. Верно ли, что для любых матриц A размера $m \times n$ и матриц B размера $n \times m$ выполняется равенство $\operatorname{tr}(AB) = \operatorname{tr}(BA)$?

- 10. Верно ли, что собственные значения симметричной и идемпотентной матрицы могут быть только нулями и единицами?
- 11. Пусть P матрица размера $n \times n$, P' = P, $P^2 = P$. Верно ли, что $\mathrm{rk}(P) = \mathrm{tr}(P)$?
- 12. Верно ли, что для симметричной матрицы собственные векторы, отвечающие различным собственным значениям, ортогональны?
- 13. Найдите собственные значения и собственные векторы матрицы $P = X(X'X)^{-1}X'$, если

(a)
$$X = \begin{pmatrix} 1\\2\\3\\4 \end{pmatrix}$$

(b)
$$X = \begin{pmatrix} 1 & 1 \\ 1 & 2 \\ 1 & 3 \\ 1 & 4 \end{pmatrix}$$

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

(d)
$$X = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & 1 \end{pmatrix}$$

- 14. Приведите пример таких A и B, что $\det(AB) \neq \det(BA)$. Например, A = (1, 2, 3), B = (1, 0, 1)'
- 15. Для матриц-проекторов $\pi = \vec{1}(\vec{1'}\vec{1})^{-1}\vec{1'}$ и $P = X(X'X)^{-1}X'$ найдите $\operatorname{tr}(\pi)$, $\operatorname{tr}(P)$, $\operatorname{tr}(I-\pi)$, $\operatorname{tr}(I-P)$. $\operatorname{tr}(I) = n$, $\operatorname{tr}(\pi) = 1$, $\operatorname{tr}(P) = k$
- 16. Выпишите в явном виде матрицы X'X, $(X'X)^{-1}$ и X'y, если

$$y = \begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{pmatrix}$$
и $X = \begin{pmatrix} 1 & x_1 \\ 1 & x_2 \\ \vdots & \vdots \\ 1 & x_n \end{pmatrix}$

17. Выпишите в явном виде матрицы π , πy , $\pi \varepsilon$, $I - \pi$, если $\pi = \vec{1}(\vec{1}'\vec{1})^{-1}\vec{1}'$.

13 Случайные вектора

1. Пусть $y=(y_1,y_2,y_3,y_4,y_5)'$ — случайный вектор доходностей пяти ценных бумаг. Известно, что $\mathbb{E}(y')=(5,10,20,30,40),$ $\mathrm{Var}(y_1)=0,$ $\mathrm{Var}(y_2)=10,$ $\mathrm{Var}(y_3)=20,$ $\mathrm{Var}(y_4)=40,$ $\mathrm{Var}(y_5)=40$ и

$$Corr(y) = \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0.3 & -0.2 & 0.1 \\ 0 & 0.3 & 1 & 0.3 & -0.2 \\ 0 & -0.2 & 0.3 & 1 & 0.3 \\ 0 & 0.1 & -0.2 & 0.3 & 1 \end{pmatrix}$$

С помощью компьютера найдите ответы на вопросы:

- (а) Какая ценная бумага является безрисковой?
- (b) Найдите ковариационную матрицу Var(y)
- (с) Найдите ожидаемую доходность и дисперсию доходности портфеля, доли ценных бумаг в котором равны соответственно:

i.
$$\alpha = (0.2, 0.2, 0.2, 0.2, 0.2)'$$

ii.
$$\alpha = (0.0, 0.1, 0.2, 0.3, 0.4)'$$

iii.
$$\alpha = (0.0, 0.4, 0.3, 0.2, 0.1)'$$

- (d) Составьте из данных бумаг пять некоррелированных портфелей
- 2. Пусть $i=(1,\ldots,1)'$ вектор из n единиц, $\pi=i(i'i)^{-1}i'$ и $\varepsilon=(\varepsilon_1,\ldots,\varepsilon_n)'\sim N(0,I).$
 - (а) Найдите $\mathbb{E}(\varepsilon'\pi\varepsilon)$, $\mathbb{E}(\varepsilon'(I-\pi)\varepsilon)$ и $\mathbb{E}(\varepsilon\varepsilon')$
 - (b) Как распределены случайные величины $\varepsilon'\pi\varepsilon$ и $\varepsilon'(I-\pi)\varepsilon$?
 - (c) Запишите выражения $\varepsilon'\pi\varepsilon$ и $\varepsilon'(I-\pi)\varepsilon$, используя знак суммы
- 3. Пусть $X = \begin{pmatrix} 1 \\ 2 \\ 3 \\ 4 \end{pmatrix}$, $P = X(X'X)^{-1}X'$, случайные величины $\varepsilon_1, \varepsilon_2, \varepsilon_3, \varepsilon_4$ независимы и одинаково распределены $\sim N(0,1)$.
 - (a) Найдите распределение случайной величины $\varepsilon' P \varepsilon$, где $\varepsilon = \begin{pmatrix} \varepsilon_1 & \varepsilon_2 & \varepsilon_3 & \varepsilon_4 \end{pmatrix}'$
 - (b) Найдите $\mathbb{E}(\varepsilon' P \varepsilon)$
 - (c) При помощи таблиц найдите такое число q, что $\mathbb{P}(\varepsilon' P \varepsilon > q) = 0.1$
- 4. Пусть $X=\begin{pmatrix} 1 & 1\\ 1 & 2\\ 1 & 3\\ 1 & 4 \end{pmatrix},\ P=X(X'X)^{-1}X',$ случайные величины $\varepsilon_1,\varepsilon_2,\varepsilon_3,\varepsilon_4$ независимы и

одинаково распределены $\sim N(0,1)$.

- (a) Найдите распределение случайной величины $\varepsilon' P \varepsilon$, где $\varepsilon = \begin{pmatrix} \varepsilon_1 & \varepsilon_2 & \varepsilon_3 & \varepsilon_4 \end{pmatrix}'$
- (b) Найдите $\mathbb{E}(\varepsilon' P \varepsilon)$
- (c) При помощи таблиц найдите такое число q, что $\mathbb{P}(\varepsilon' P \varepsilon > q) = 0.1$
- 5. Пусть $X=\begin{pmatrix}1&0&0\\1&0&0\\1&1&0\\1&1&1\end{pmatrix},\ P=X(X'X)^{-1}X',$ случайные величины $\varepsilon_1,\varepsilon_2,\varepsilon_3,\varepsilon_4$ независимы и

одинаково распределены $\sim N(0,1)$.

- (a) Найдите распределение случайной величины $\varepsilon' P \varepsilon$, где $\varepsilon = (\varepsilon_1 \quad \varepsilon_2 \quad \varepsilon_3 \quad \varepsilon_4)'$.
- (b) Найдите $\mathbb{E}(\varepsilon' P \varepsilon)$.
- (c) При помощи таблиц найдите такое число q, что $\mathbb{P}(\varepsilon' P \varepsilon > q) = 0.1$.

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

(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 $\mathbb{E}(z)$, если

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

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

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

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

(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. Известно, что случайные величины x_1, x_2 и x_3 имеют следующие характеристики:

(a)
$$\mathbb{E}(x_1) = 5$$
, $\mathbb{E}(x_2) = 10$, $\mathbb{E}(x_3) = 8$

(b)
$$Var(x_1) = 6$$
, $Var(x_2) = 14$, $Var(x_3) = 1$

(c)
$$Cov(x_1, x_2) = 3$$
, $Cov(x_1, x_3) = 1$, $Cov(x_2, x_3) = 0$

Пусть случайные величины y_1 , y_2 и y_3 , представляют собой линейные комбинации случайных величин X_1 , X_2 и X_3 :

$$y_1 = x_1 + 3x_2 - 2x_3$$
$$y_2 = 7x_1 - 4x_2 + x_3$$
$$y_3 = -2x_1 - x_2 + 4x_3$$

- (a) Выпишите математическое ожидание и ковариационную матрицу случайного вектора $x = \begin{pmatrix} x_1 & x_2 & x_3 \end{pmatrix}^T$
- (b) Напишите матрицу A, которая позволяет перейти от случайного вектора $x = \begin{pmatrix} x_1 & x_2 & x_3 \end{pmatrix}^T$ к случайному вектору $y = \begin{pmatrix} y_1 & y_2 & y_3 \end{pmatrix}^T$
- (c) С помощью матрицы A найдите математическое ожидание и ковариационную матрицу случайного вектора $y = \begin{pmatrix} y_1 & y_2 & y_3 \end{pmatrix}^T$
- 9. Пусть ξ_1, ξ_2, ξ_3 случайные величины, такие что $Var(\xi_1) = 2$, $Var(\xi_2) = 3$, $Var(\xi_3) = 4$, $Cov(\xi_1, \xi_2) = 1$, $Cov(\xi_1, \xi_3) = -1$, $Cov(\xi_2, \xi_3) = 0$. Пусть $\xi = \begin{pmatrix} \xi_1 & \xi_2 & \xi_3 \end{pmatrix}^T$. Найдите $Var(\xi)$ и $Var(\xi_1 + \xi_2 + \xi_3)$.

$$\begin{array}{c} \operatorname{Var}(\xi_1+\xi_2+\xi_3). \\ \operatorname{По определению ковариационной матрицы:} \\ \operatorname{Var}(\xi) = \begin{pmatrix} \operatorname{Var}(\xi_1) & \operatorname{Cov}(\xi_1,\xi_2) & \operatorname{Cov}(\xi_1,\xi_3) \\ \operatorname{Cov}(\xi_2,\xi_1) & \operatorname{Var}(\xi_2) & \operatorname{Cov}(\xi_2,\xi_3) \\ \operatorname{Cov}(\xi_3,\xi_1) & \operatorname{Cov}(\xi_3,\xi_2) & \operatorname{Var}(\xi_3) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 2 & 1 & -1 \\ 1 & 3 & 0 \\ -1 & 0 & 4 \end{pmatrix} \\ \operatorname{Var}(\xi_1+\xi_2+\xi_3) = \operatorname{Var}\left(\begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 \end{pmatrix} & \begin{pmatrix} \xi_1 \\ \xi_2 \\ \xi_3 \end{pmatrix}\right) = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 \end{pmatrix} \operatorname{Var}\left(\begin{pmatrix} \xi_1 \\ \xi_2 \\ \xi_3 \end{pmatrix} & \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 2 & 1 & -1 \\ 1 & 3 & 0 \\ -1 & 0 & 4 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \end{pmatrix} = 9 \\ \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 \end{pmatrix} & \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ \xi_2 \end{pmatrix} & \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \end{pmatrix} & \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \end{pmatrix} & \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \end{pmatrix} & \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \end{pmatrix} & \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \end{pmatrix} & \begin{pmatrix}$$

10. Пусть $h = \begin{pmatrix} \xi_1 \\ \xi_2 \end{pmatrix}$; $\mathbb{E}(h) = \begin{pmatrix} 1 \\ 2 \end{pmatrix}$; $\operatorname{Var}(h) = \begin{pmatrix} 2 & 1 \\ 1 & 2 \end{pmatrix}$; $z_1 = \begin{pmatrix} \eta_1 \\ \eta_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \xi_1 \\ \xi_2 \end{pmatrix}$. Найдите $\mathbb{E}(z_1)$ и $\operatorname{Var}(z_1)$.

$$\begin{array}{l} \mathbb{H} \ \ \operatorname{Var}(z_1). \\ \mathbb{E}(z_1) = \mathbb{E}\left(\begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} & \begin{pmatrix} \xi_1 \\ \xi_2 \end{pmatrix}\right) = \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} \mathbb{E}\left(\frac{\xi_1}{\xi_2}\right) = \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 \\ 2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 \\ 2 \end{pmatrix} \\ \operatorname{Var}(z_1) = \operatorname{Var}\left(\begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} & \begin{pmatrix} \xi_1 \\ \xi_2 \end{pmatrix}\right) = \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} \operatorname{Var}\left(\frac{\xi_1}{\xi_2}\right) \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix}^T = \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 2 & 1 \\ 1 & 2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix}^T = \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ 0 & 2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 0 & 2 \end{pmatrix}$$

11. Пусть $h = \begin{pmatrix} \xi_1 \\ \xi_2 \end{pmatrix}$; $\mathbb{E}(h) = \begin{pmatrix} 1 \\ 2 \end{pmatrix}$; $\operatorname{Var}(h) = \begin{pmatrix} 2 & 1 \\ 1 & 2 \end{pmatrix}$; $z_2 = \begin{pmatrix} \eta_1 \\ \eta_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \xi_1 \\ \xi_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \end{pmatrix}$. Найдите $\mathbb{E}(z_2)$ и $\operatorname{Var}(z_2)$

$$\mathbb{E}(z_2) = \mathbb{E}\left(\begin{pmatrix}0 & 0 \\ 0 & 1\end{pmatrix} & \begin{pmatrix}\xi_1 \\ \xi_2\end{pmatrix} & + & \begin{pmatrix}1 \\ 1\end{pmatrix}\right) = \begin{pmatrix}0 & 0 \\ 0 & 1\end{pmatrix} \mathbb{E}\left(\xi_1 \\ \xi_2\right) + \begin{pmatrix}1 \\ 1\end{pmatrix} = \begin{pmatrix}0 & 0 \\ 0 & 1\end{pmatrix}\begin{pmatrix}1 \\ 2\end{pmatrix} + \begin{pmatrix}1 \\ 1\end{pmatrix} = \begin{pmatrix}0 \\ 2\end{pmatrix} + \begin{pmatrix}1 \\ 1\end{pmatrix} = \begin{pmatrix}1 \\ 3\end{pmatrix}$$

 $\mathbb{E}(z_2) = \mathbb{E}\left(\begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} \quad \begin{pmatrix} \xi_1 \\ \xi_2 \end{pmatrix} \quad + \quad \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \end{pmatrix} \right) = \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} \mathbb{E}\left(\frac{\xi_1}{\xi_2}\right) + \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 \\ 2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 \\ 2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 \\ 3 \end{pmatrix}$ Поскольку $z_2 = z_1 + \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \end{pmatrix}$, где z_1 — случайный вектор из предыдущей задачи, то $\mathrm{Var}(z_2) = \mathrm{Var}(z_1)$. Сдвиг случайного вектора на вектор-

12. Пусть
$$h = \begin{pmatrix} \xi_1 \\ \xi_2 \end{pmatrix}$$
; $\mathbb{E}(h) = \begin{pmatrix} 1 \\ 2 \end{pmatrix}$; $\mathrm{Var}(h) = \begin{pmatrix} 2 & 1 \\ 1 & 2 \end{pmatrix}$; $z_3 = \begin{pmatrix} \eta_1 \\ \eta_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \xi_1 \\ \xi_2 \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} \mathbb{E}\xi_1 \\ \mathbb{E}\xi_2 \end{pmatrix}$. Найдите $\mathbb{E}(z_3)$

 (\mathbb{Z}_3) В данном примере проиллюстрирована процедура центрирования случайного вектора — процедура вычитания из случайного вектора его математического ожидания. $\mathbb{E}(z_3) = \mathbb{E}\left(\begin{pmatrix} \xi_1 \\ \xi_2 \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} \mathbb{E}\xi_1 \\ \mathbb{E}\xi_2 \end{pmatrix} - \mathbb{E}\left(\xi_2 \\ \mathbb{E}\xi_2 \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} \mathbb{E}\xi_1 \\ \mathbb{E}\xi_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 \\ \mathbb{E}\xi_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}$ Заметим, что вектор z_3 отличается от вектора z_1 (из задачи 15) сдвигом на вектор-константу $\begin{pmatrix} \mathbb{E}\xi_1 \\ \mathbb{E}\xi_2 \end{pmatrix}$, поэтому $\mathrm{Var}(z_3) = \mathrm{Var}(z_1)$.

$$\mathbb{E}(z_3) = \mathbb{E}\left(\begin{pmatrix} \xi_1 \\ \xi_2 \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} \mathbb{E}\xi_1 \\ \mathbb{E}\xi_2 \end{pmatrix}\right) = \mathbb{E}\left(\begin{matrix} \xi_1 \\ \xi_2 \end{pmatrix} - \mathbb{E}\left(\begin{matrix} \mathbb{E}\xi_1 \\ \mathbb{E}\xi_2 \end{pmatrix}\right) = \begin{pmatrix} \mathbb{E}\xi_1 \\ \mathbb{E}\xi_2 \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} \mathbb{E}\xi_1 \\ \mathbb{E}\xi_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}$$

- 13. Пусть r_1, r_2 и r_3 годовые доходности трёх рисковых финансовых инструментов. Пусть α_1 , α_2 и α_3 — доли, с которыми данные инструменты входят в портфель инвестора. Считаем, что $\sum_{i=1}^3 \alpha_i = 1$ и $\alpha_i \geqslant 0$ для всех i = 1, 2, 3. Пусть $r = \begin{pmatrix} r_1 & r_2 & r_3 \end{pmatrix}^T$, $\mathbb{E}(r) = \begin{pmatrix} a_1 & a_2 & a_3 \end{pmatrix}^T$, $\operatorname{Var}(r) = \begin{pmatrix} c_{11} & c_{12} & c_{13} \\ c_{21} & c_{22} & c_{23} \\ c_{31} & c_{32} & c_{33} \end{pmatrix}$. Параметры $\{a_i\}$ и $\{c_i\}$ известны.
 - (а) Найдите годовую доходность портфеля П инвестора
 - (b) Докажите, что дисперсия доходности портфеля Π равна $\sum_{i=1}^{3} \sum_{j=1}^{3} \alpha_i c_{ij} \alpha_j$
 - (c) Для случая $\alpha_1 = 0.1$, $\alpha_2 = 0.5$, $\alpha_3 = 0.4$, $\mathbb{E}(r) = \begin{pmatrix} a_1 & a_2 & a_3 \end{pmatrix}^T = \begin{pmatrix} 0.10 & 0.06 & 0.05 \end{pmatrix}^T$, $\mathrm{Var}(r)=egin{pmatrix} 0.04 & 0 & -0.005 \\ 0 & 0.01 & 0 \\ -0.005 & 0 & 0.0025 \end{pmatrix}$ найдите $\mathbb{E}(\Pi)$ и $\mathrm{Var}(\Pi)$
- 14. Пусть $h = \begin{pmatrix} \xi_1 \\ \xi_2 \end{pmatrix}$; $\mathbb{E}(h) = \begin{pmatrix} 1 \\ 2 \end{pmatrix}$; $Var(h) = \begin{pmatrix} 2 & 1 \\ 1 & 2 \end{pmatrix}$; $z_3 = \begin{pmatrix} \eta_1 \\ \eta_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \xi_1 \\ \xi_2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \mathbb{E}\xi_1 \\ \mathbb{E}\xi_2 \end{pmatrix}$; $z_4 = \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \end{pmatrix}$ $\operatorname{Var}(h)^{-1/2}z_3$. Найдите $\mathbb{E}(z_4)$ и $\operatorname{Var}(z_4)$
- 15. Пусть $h = \begin{pmatrix} \xi_1 \\ \xi_2 \end{pmatrix}$; $\mathbb{E}(h) = \begin{pmatrix} 1 \\ 2 \end{pmatrix}$; $\operatorname{Var}(h) = \begin{pmatrix} 3 & 1 \\ 1 & 3 \end{pmatrix}$; $z_3 = \begin{pmatrix} \eta_1 \\ \eta_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \xi_1 \\ \xi_2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \mathbb{E}\xi_1 \\ \mathbb{E}\xi_2 \end{pmatrix}$; $z_4 = \begin{pmatrix} 1 \\ \xi_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 \\ \xi_2 \end{pmatrix}$ $\operatorname{Var}(h)^{-1/2}z_3$. Найдите $\mathbb{E}(z_4)$ и $\operatorname{Var}(z_4)$
- 16. Случайные величины w_1 и w_2 независимы с нулевым ожиданием и единичной дисперсией. Из них составлено два вектора, $w=\left(\begin{array}{c}w_1\\w_2\end{array}\right)$ и $z=\left(\begin{array}{c}-w_2\\w_1\end{array}\right)$
 - (a) Являются ли векторы w и z перпендикулярными?
 - (b) Найдите $\mathbb{E}(w)$, $\mathbb{E}(z)$
 - (c) Найдите Var(w), Var(z), Cov(w, z)
- 17. Есть случайный вектор $w = (w_1, w_2, \dots, w_n)'$.
 - (a) Возможно ли, что E(w) = 0 и $\sum w_i = 0$?
 - (b) Возможно ли, что $E(w) \neq 0$ и $\sum w_i = 0$?
 - (c) Возможно ли, что E(w) = 0 и $\sum w_i \neq 0$?
 - (d) Возможно ли, что $E(w) = \neq \mathsf{u} \sum w_i \neq 0$?

Каждый из вариантов возможен

18. Известна ковариационная матрица вектора $\varepsilon = (\varepsilon_1, \varepsilon_2)$,

$$Var(\varepsilon) = \begin{pmatrix} 9 & -1 \\ -1 & 9 \end{pmatrix}$$

Найдите четыре различных матрицы A, таких что вектор $v = A\varepsilon$ имеет некоррелированные компоненты с единичной дисперсией, то есть $Var(A\varepsilon) = I$.

14 Многомерное нормальное и квадратичные формы

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

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

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

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

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

(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 $i=(1,\ldots,1)'$ вектор из n единиц, $\pi=i(i'i)^{-1}i'$ и $\varepsilon=(\varepsilon_1,\ldots,\varepsilon_n)'\sim N(0,I).$
 - (а) Найдите $\mathbb{E}(\varepsilon'\pi\varepsilon),\,\mathbb{E}(\varepsilon'(I-\pi)\varepsilon)$ и $\mathbb{E}(\varepsilon\varepsilon')$
 - (b) Как распределены случайные величины $\varepsilon'\pi\varepsilon$ и $\varepsilon'(I-\pi)\varepsilon$?
 - (c) Запишите выражения $\varepsilon'\pi\varepsilon$ и $\varepsilon'(I-\pi)\varepsilon$, используя знак суммы

3. Пусть
$$X=\begin{pmatrix}1\\2\\3\\4\end{pmatrix},\ P=X(X'X)^{-1}X',$$
 случайные величины $\varepsilon_1,\varepsilon_2,\varepsilon_3,\varepsilon_4$ независимы и одина-

ково распределены $\sim N(0,1)$.

- (a) Найдите распределение случайной величины $\varepsilon' P \varepsilon$, где $\varepsilon = \begin{pmatrix} \varepsilon_1 & \varepsilon_2 & \varepsilon_3 & \varepsilon_4 \end{pmatrix}'$
- (b) Найдите $\mathbb{E}(\varepsilon' P \varepsilon)$

- (c) При помощи таблиц найдите такое число q, что $\mathbb{P}(\varepsilon' P \varepsilon > q) = 0.1$
- 4. Пусть $X=\begin{pmatrix}1&1\\1&2\\1&3\\1&4\end{pmatrix},\ P=X(X'X)^{-1}X',$ случайные величины $\varepsilon_1,\varepsilon_2,\varepsilon_3,\varepsilon_4$ независимы и одинаково распределены $\sim N(0,1).$
 - (a) Найдите распределение случайной величины $\varepsilon' P \varepsilon$, где $\varepsilon = \begin{pmatrix} \varepsilon_1 & \varepsilon_2 & \varepsilon_3 & \varepsilon_4 \end{pmatrix}'$
 - (b) Найдите $\mathbb{E}(\varepsilon' P \varepsilon)$
 - (c) При помощи таблиц найдите такое число q, что $\mathbb{P}(\varepsilon' P \varepsilon > q) = 0.1$
- 5. Пусть $X = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 0 \\ 1 & 1 & 1 \end{pmatrix}$, $P = X(X'X)^{-1}X'$, случайные величины $\varepsilon_1, \varepsilon_2, \varepsilon_3, \varepsilon_4$ независимы и

одинаково распределены $\sim N(0,1)$.

- (a) Найдите распределение случайной величины $\varepsilon' P \varepsilon$, где $\varepsilon = \begin{pmatrix} \varepsilon_1 & \varepsilon_2 & \varepsilon_3 & \varepsilon_4 \end{pmatrix}'$.
- (b) Найдите $\mathbb{E}(\varepsilon' P \varepsilon)$.
- (c) При помощи таблиц найдите такое число q, что $\mathbb{P}(\varepsilon' P \varepsilon > q) = 0.1$.
- 6. 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) $(1 \ 1 \ 1)$
 - (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) $\begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 \\ 0 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$
- 7. Пусть $\varepsilon = \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \varepsilon_3 \end{pmatrix} \sim N(0, \sigma^2 I), \ i = (1, \dots, 1)'$ 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) $\mathbb{E}(\sum_{i=1}^{n} (\varepsilon_i \bar{\varepsilon})^2)$
- 8. 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) $\mathbb{E}(\varepsilon'(I-A)\varepsilon)$

- 9. Пусть $x = \begin{bmatrix} x_1 & x_2 \end{bmatrix}^T$ случайный вектор, имеющий двумерное нормальное распределение с математическим ожиданием $\mu = \begin{bmatrix} 1 & 2 \end{bmatrix}^T$ и ковариационной матрицей $\Sigma = \begin{bmatrix} 2 & 1 \\ 1 & 2 \end{bmatrix}$.
 - (a) Найдите Σ^{-1}
 - (b) Найдите $\Sigma^{-1/2}$
 - (c) Найдите математическое ожидание и ковариационную матрицу случайного вектора $y = \Sigma^{-1/2} \cdot (x \mu)$
 - (d) Какое распределение имеет вектор y из предыдущего пункта?
 - (e) Найдите распределение случайной величины $q = (x \mu)^T \cdot \Sigma^{-1} \cdot (x \mu)$

10. Пусть
$$z = \begin{bmatrix} z_1 & z_2 & z_3 \end{bmatrix}^T \sim N(0, I_{3x3}), b = \begin{bmatrix} 1 & 2 & 3 \end{bmatrix}^T,$$

$$A = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 1 \\ 0 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}, K = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1/2 & 1/2 \\ 0 & 1/2 & 1/2 \end{bmatrix}.$$

- (a) Найдите $\mathbb{E}x$ и Var(x) случайного вектора $x = A \cdot z + b$
- (b) Найдите распределение случайного вектора x
- (c) Найдите $\mathbb{E}q$ случайной величины $q = z^T \cdot K \cdot z$
- (d) Найдите распределение случайной величины q

11. Известно, что
$$\varepsilon \sim N(0, I)$$
, $\varepsilon = (\varepsilon_1, \varepsilon_2, \varepsilon_3)'$. Матрица $A = \begin{pmatrix} 2/3 & -1/3 & -1/3 \\ -1/3 & 2/3 & -1/3 \\ -1/3 & -1/3 & 2/3 \end{pmatrix}$.

- (a) Найдите $\mathbb{E}(\varepsilon' A \varepsilon)$
- (b) Как распределена случайная величина $\varepsilon' A \varepsilon$?

по χ^2 -распределению

12. Известно, что
$$\varepsilon \sim N(0,A)$$
, $\varepsilon = (\varepsilon_1, \varepsilon_2)'$. Матрица $A = \begin{pmatrix} 4 & 1 \\ 1 & 4 \end{pmatrix}$, матрица $B = \begin{pmatrix} -1 & 3 \\ 2 & 1 \end{pmatrix}$

- (a) Как распределен вектор $h = B\varepsilon$?
- (b) Найдите $A^{-1/2}$
- (c) Как распределен вектор $u = A^{-1/2} \varepsilon$?

 $u \sim N(0, I)$

15 Задачи по программированию

Все наборы данных доступны по ссылке https://github.com/bdemeshev/em301/wiki/Datasets.

- 1. Начиная с какого знака в числе $\pi = 3.1415...$ можно обнаружить твой номер телефона? Первый 10 миллионов знаков числа π можно найти на сайте http://code.google.com/p/pc2012-grupo-18-turma-b/downloads/list. Если не хватает, то миллиард знаков, файл размера примерно в 1 гигабайт, доступен по ссылке http://stuff.mit.edu/afs/sipb/contrib/pi/. Настоящие челябинцы рассчитывают π самостоятельно. Краткая история о том, как маньяки считали π до 10 миллиардов знаков и потеряли полгода из-за сбоев компьютерного железа, http://www.numberworld.org/misc_runs/pi-10t/details.html.
- 2. Отряд Иосифа Флавия из 40 воинов, защищающий город Йодфат, блокирован в пещере превосходящими силам римлян. Чтобы не сдаться врагу, воины стали по кругу и договорились, что сами будут убивать каждого третьего, пока не погибнут все. При этом двое воинов, оставшихся последними в живых, должны были убить друг друга. Хитренький

Иосиф Флавий, командующий этим отрядом, хочет определить, где нужно встать ему и его товарищу, чтобы остаться последними. Не для того, чтобы убить друг друга, а чтобы сдать крепость римлянам. Напишите программу, которая для n воинов вставших в круг определяет, какие двое останутся последними, если будут убивать каждого k-го.

- 3. Напишите программу, которая печатает сама себя.
- 4. Задача Макар-Лиманова. У торговца 55 пустых стаканчиков, разложенных в несколько стопок. Пока нет покупателей он развлекается: берет верхний стаканчик из каждой стопки и формирует из них новую стопку. Потом снова берет верхний стаканчик из каждой стопки и формирует из них новую стопку и т.д.
 - (a) Напишите функцию 'makar_step'. На вход функции подаётся вектор количества стаканчиков в каждой стопке до перекладывания. На выходе функция возвращает количества стаканчиков в каждой стопке после одного перекладывания.
 - (b) Изначально стаканчики были разложены в две стопки, из 25 и 30 стаканчиков. Как разложатся стаканчики если покупателей не будет достаточно долго?
- Напишите программу, которая находит сумму элементов побочной диагонали квадратной матрицы.

16 Устав проверки гипотез

- 1. Условия применимости теста
- 2. Формулировка $H_0,\,H_a$ и уровня значимости α
- 3. Формула расчета и наблюдаемое значения статистики, S_{obs}
- 4. Закон распределения S_{obs} при верной H_0
- 5. Область в которой H_0 не отвергается
- 6. Точное Р-значение
- 7. Статистический вывод о том, отвергается ли H_0 или нет.

В качестве статистического вывода допускается только одна из двух фраз:

- Гипотеза H_0 отвергается
- Гипотеза H_0 не отвергается

Остальные фразы считаются неуставными