

---

## 1. Методы получения оценок

Методы получения оценок: метод максимального правдоподобия, метод моментов, метод наименьших квадратов.

## 2. Свойства оценок

Свойства оценок: несмещённость, состоятельность, эффективность в классе.

## 3. Асимптотические методы

Центральная предельная теорема. Лемма Слуцкого. Дельта-метод. Построение асимптотических доверительных интервалов.

## 4. Святая троица тестов

Три классических теста: LM, LR, Wald.

Чёрный трек: тесты в матричной форме для вектора параметров?

## 5. ШБ — МНК

МНК в скалярной и матричной форме без статистических свойств. Строгая мультиколлинеарность. Рассказать, что коэффициенты при стандартизации всех переменных называют частными корреляциями.

Коммент: Здесь первый раз говорим слова "строгая мультиколлинеарность".

Чёрный трек: нелинейный мнк численно?

Задачи для доски:

МНК и  $R^2$  руками на доске

Задачи для колаба:

МНК и  $R^2$

Рост  $R^2$  с ростом числа регрессоров

Рост RSS с ростом числа наблюдений

## 6. Предпосылки о математическом ожидании и дисперсии

МНК со статистическими предпосылками на ожидание и дисперсию. Теорема Гаусса-Маркова.

### 6.1. Ожидание и ковариационная матрица

Пусть  $r$  — случайный вектор размерности  $n \times 1$ ,  $s$  — случайный вектор размерности  $k \times 1$ .  $A$  и  $b$  — неслучайные матрица и вектор соответственно, имеющие подходящие размерности.

---

Математическим ожиданием случайного вектора  $r$  называется вектор

$$\mathbb{E}(r) = \begin{pmatrix} \mathbb{E}(r_1) \\ \mathbb{E}(r_2) \\ \dots \\ \mathbb{E}(r_n) \end{pmatrix}.$$

Ковариационная матрица вектора  $r$  определяется следующим образом:

$$\mathbb{V}\text{ar}(r) = \begin{pmatrix} \text{Cov}(r_1, r_1) & \text{Cov}(r_1, r_2) & \dots & \text{Cov}(r_1, r_n) \\ \text{Cov}(r_2, r_1) & \text{Cov}(r_2, r_2) & \dots & \text{Cov}(r_2, r_n) \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \text{Cov}(r_n, r_1) & \text{Cov}(r_n, r_2) & \dots & \text{Cov}(r_n, r_n) \end{pmatrix}.$$

Ковариационная матрица векторов  $r$  и  $s$  определяется следующим образом:

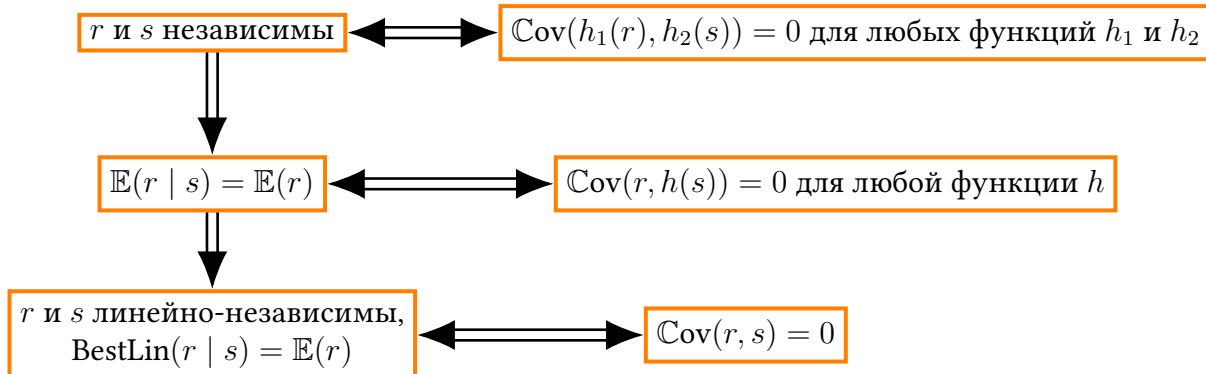
$$\text{Cov}(r, s) = \begin{pmatrix} \text{Cov}(r_1, s_1) & \text{Cov}(r_1, s_2) & \dots & \text{Cov}(r_1, s_k) \\ \text{Cov}(r_2, s_1) & \text{Cov}(r_2, s_2) & \dots & \text{Cov}(r_2, s_k) \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \text{Cov}(r_n, s_1) & \text{Cov}(r_n, s_2) & \dots & \text{Cov}(r_n, s_k) \end{pmatrix}.$$

Далее рассмотрим свойства для вектора математических ожиданий и ковариационной матрицы:

- а)  $\mathbb{E}(Ar + b) = A \mathbb{E}(r) + b$
- б)  $\text{Cov}(r, s) = \mathbb{E}(rs^T) - \mathbb{E}(r) \mathbb{E}(s^T)$
- в)  $\text{Cov}(Ar + b, s) = A \text{Cov}(r, s)$
- г)  $\text{Cov}(r, As + b) = \text{Cov}(r, s) A^T$
- д)  $\mathbb{V}\text{ar}(r) = \text{Cov}(r, r) = \mathbb{E}(rr^T) - \mathbb{E}(r) \mathbb{E}(r^T)$
- е)  $\mathbb{V}\text{ar}(Ar + b) = A \mathbb{V}\text{ar}(r) A^T$
- ж)  $\mathbb{E}(r^T Ar) = \text{trace}(A \mathbb{V}\text{ar}(r)) + \mathbb{E}(r^T) A \mathbb{E}(r)$

## 6.2. Иерархия зависимостей случайных величин

Можно выделить три степени независимости случайных величин. Рассмотрим их на примере пары произвольных величин  $r$  и  $s$ .



Напомним, что случайные величины  $r$  и  $s$  называются независимыми, если для любых числовых множеств  $A$  и  $B$  независимы события  $\{r \in A\}$  и  $\{s \in B\}$ :

$$\mathbb{P}(r \in A, s \in B) = \mathbb{P}(r \in A) \cdot \mathbb{P}(s \in B)$$

Определить линейную независимость величин  $r$  и  $s$  можно по-разному. Некоторые авторы считают условие  $\text{Cov}(r, s) = 0$  определением линейной независимости, в этом случае нижняя эквивалентность на графике тривиальна. Нам кажется более логичным другой подход. Величины  $r$  и  $s$  линейно независимы, если наилучшее линейное приближение  $r$  с помощью  $s$  не зависит от  $s$ .

**Задача 6.1** Покажем, что из равенства условного и безусловного математических ожиданий не следует независимость случайных величин:

	1/3	1/3	1/3
$r$	-1	1	0
$s$	0	0	1

**Определение 6.2** Наилучшее линейное приближение величины  $r$  с помощью величины  $s$  — это линейная функция от  $s$ ,

$$\text{BestLin}(r \mid s) = \alpha + \beta s,$$

где константы  $\alpha$  и  $\beta$  находятся из решения задачи оптимизации  $\mathbb{E}((r - \text{BestLin}(r, s))^2) \rightarrow \min_{\alpha, \beta}$ .

### 6.3. Теорема Гаусса — Маркова

Чтобы исследовать свойства полученной точечной оценки  $\hat{\beta}$  нам потребуются предпосылки о математическом ожидании и ковариационной матрице вектора  $u$ .

Мы предположим, что случайные ошибки в среднем равны нулю, а именно,

$$\mathbb{E}(u \mid X) = 0.$$

Предпосылку о математическом ожидании можно записать и в скалярном виде,

$$\mathbb{E}(u_i \mid X) = 0, \quad \text{при } \forall i \in \{1, \dots, n\}.$$

**Теорема 6.3** Если

- а) Модель линейна по параметрам:  $y = X\beta + u$ ;
- б) Матрица  $X$  размера  $[n \times k]$  имеет полный ранг  $k$ .
- в) Условное ожидание ошибок равно нулю,  $\mathbb{E}(u \mid X) = 0$ ;
- г) Условная ковариационная матрица ошибок пропорциональна единичной,  $\text{Var}(u \mid X) = \sigma^2 I$ ;
- д) Оценка  $\hat{\beta}$  получена методом наименьших квадратов,  $\hat{\beta} = (X^T X)^{-1} X^T y$ ;
- е) Альтернативная оценка  $\hat{\beta}^{alt}$  является условно несмещёнными  $\mathbb{E}(\hat{\beta}^{alt} \mid X) = \beta$  и линейной по  $y$ ;

то

- а) Оценка  $\hat{\beta}$  является линейной по  $y$ ;

б) Оценка  $\hat{\beta}$  является условно несмещённой,  $\mathbb{E}(\hat{\beta} | X) = \beta$  и несмещённой,  $\mathbb{E}(\hat{\beta}) = \beta$ ;

в) Оценка любого коэффициента  $\hat{\beta}_j$  является более эффективной, чем альтернативная оценка  $\hat{\beta}_j^{\text{alt}}$ :

$$\text{Var}(\hat{\beta}_j | X) \leq \text{Var}(\hat{\beta}_j^{\text{alt}} | X).$$

Вывод теоремы можно усилить, для любой линейной комбинации коэффициентов  $w^T \beta$  МНК-оценка  $w^T \hat{\beta}$  эффективнее альтернативной оценки  $w^T \hat{\beta}^{\text{alt}}$ :

$$\text{Var}(w^T \hat{\beta}_j | X) \leq \text{Var}(w^T \hat{\beta}_j^{\text{alt}} | X).$$

#### 6.4. Задачи для доски:

**Задача 6.4** Исследовательница Мишель собрала данные по 20 студентам. Переменная  $y_i$  — количество решённых задач по эконометрике  $i$ -ым студентом, а  $x_i$  — количество просмотренных серий любимого сериала за прошедший год. Оказалось, что  $\sum y_i = 10$ ,  $\sum x_i = 0$ ,  $\sum x_i^2 = 40$ ,  $\sum y_i^2 = 50$ ,  $\sum x_i y_i = 60$ .

а) Найдите МНК-оценки коэффициентов парной регрессии.

б) В рамках предположения  $\mathbb{E}(u_i | X) = 0$  найдите  $\mathbb{E}(y_i | X)$ ,  $\mathbb{E}(\hat{\beta}_j | X)$ ,  $\mathbb{E}(\hat{u}_i | X)$ ,  $\mathbb{E}(\hat{y}_i | X)$ .

в) Предположим дополнительно, что  $\text{Var}(u_i | X) = \sigma^2$  и  $u_i$  при фиксированных  $X$  независимы. Найдите  $\text{Var}(y_i | X)$ ,  $\text{Var}(y_i(x_i - \bar{x}) | X)$ ,  $\text{Var}(\sum y_i(x_i - \bar{x}) | X)$ ,  $\text{Var}(\hat{\beta}_2 | X)$ .

**Задача 6.5** Рассмотрим классическую линейную модель  $y = X\beta + u$  с предпосылками Гаусса — Маркова:  $\mathbb{E}(u | X) = 0$  и  $\text{Var}(u | X) = \sigma^2 I$ . Для всех случайных векторов  $(y, \hat{y}, \hat{\beta}, u, \hat{u}, \bar{y})$  найдите все возможные ожидания и ковариационные матрицы  $\mathbb{E}(\cdot)$ ,  $\text{Var}(\cdot)$ ,  $\text{Cov}(\cdot, \cdot)$ .

**Задача 6.6** Рассмотрим модель  $y_i = \beta x_i + u_i$  с двумя наблюдениями,  $x_1 = 1$ ,  $x_2 = 2$ . Величины  $u_1$  и  $u_2$  независимы и равновероятно равны  $+1$  или  $-1$ .

а) Найдите оценку  $\hat{\beta}_{\text{ols}}$  для  $\beta$  с помощью метода наименьших квадратов.

б) Чему равна дисперсия  $\text{Var}(\hat{\beta}_{\text{ols}} | x)$  и ожидание  $\mathbb{E}(\hat{\beta}_{\text{ols}} | x)$ ?

в) Постройте несмещённую оценку  $\hat{\beta}_{\text{best}}$  с наименьшей дисперсией.

г) Чему равна дисперсия  $\text{Var}(\hat{\beta}_{\text{best}} | x)$ ?

д) А как же теорема Гаусса — Маркова? Почему в данном примере удаётся построить оценку с дисперсией меньше, чем у оценки методом наименьших квадратов?

а)  $\hat{\beta}_{\text{ols}} = (y_1 + 2y_2)/5$ ;

б)  $\text{Var}(\hat{\beta}_{\text{ols}} | x) = 1/5$ ;

в) Заметим, что по величине  $2y_1 - y_2$  можно однозначно восстановить величины ошибок  $u_1$  и  $u_2$ . Например, если  $2y_1 - y_2 = 3$ , то  $u_1 = 1$ ,  $u_2 = -1$ .

$$\hat{\beta}_{\text{best}} = \begin{cases} y_1 + 1, & \text{если } 2y_1 - y_2 < 0, \\ y_1 - 1, & \text{если } 2y_1 - y_2 > 0. \end{cases}$$

г) Шок контент,  $\text{Var}(\hat{\beta}_{best} | x) = 0$ .

д) Построенная оценка  $\hat{\beta}_{best}$  является нелинейной по  $y$ , а теорема Гаусса — Маркова гарантирует только, что метод наименьших квадратов порождает несмещённую оценку с наименьшей дисперсией среди линейных по  $y$  оценок.

#### Задача 6.7 (Hansen 4.14)

Задана модель  $y = X\beta + u$ , для которой выполняются предпосылки теоремы Гаусса — Маркова. Вас интересует величина  $\theta = \beta^2$ . Пусть получены МНК-оценки коэффициентов:  $\hat{\beta}$ ,  $V_{\hat{\beta}} = \text{Var}[\hat{\beta}|X]$ . Тогда кажется неплохой идеей оценить  $\theta$  как  $\hat{\theta} = \hat{\beta}^2$ .

а) Найдите  $\mathbb{E}[\hat{\theta}|X]$ . Является ли  $\hat{\theta}$  смещённой?

б) Предложите способ коррекции смещения для получения несмещённой оценки  $\hat{\theta}^*$ , используя результаты предыдущего пункта.

**Задача 6.8** Рассмотрим модель регрессии  $y_i = \beta_1 + \beta_2 x_{i2} + \dots + \beta_k x_{ik} + u_i$ . Пусть все предпосылки теоремы Гаусса — Маркова выполнены. Дополнительно предположим, что  $u_i \sim N(0, \sigma^2)$ ,  $i = 1, \dots, n$ . Дополнительно известно, что на самом деле  $\beta_2 = \dots = \beta_k = 0$ .

а) Найдите  $\mathbb{E}(R^2)$ .

б) Найдите  $\mathbb{E}(R_{adj}^2)$ .

### 6.5. Задачи для колаб:

Генерация R2 для вывода распределения

Генерация смещения

Генерация лишних регрессоров

Реальный пример с лишним регрессорами (тип знаки зодиака и ретроградный)

Какая-то длинная задача, которую из темы в тему и в ней находить потом нарушения предпосылок?

<https://colab.research.google.com/drive/1wFrLyGcVVETx96jS93I4z8asgAQwqIdw?usp=sharing>

### 6.6. Чёрный трэк:

**Умножение блочных матриц.** Если размеры блоков допускают операцию умножения, то:

$$\left[ \begin{array}{c|c} A & B \\ \hline C & D \end{array} \right] \cdot \left[ \begin{array}{c|c} E & F \\ \hline G & H \end{array} \right] = \left[ \begin{array}{c|c} AE + BG & AF + BH \\ \hline CE + DG & CF + DH \end{array} \right].$$

**Формула Фробениуса (блочное обращение).**

$$\left[ \begin{array}{c|c} A & B \\ \hline C & D \end{array} \right]^{-1} = \left[ \begin{array}{c|c} A^{-1} + A^{-1}BH^{-1}CA^{-1} & -A^{-1}BH^{-1} \\ \hline -H^{-1}CA^{-1} & H^{-1} \end{array} \right],$$

где  $A$  — невырожденная квадратная матрица размерности  $n \times n$ ,  $D$  — квадратная матрица размерности  $k \times k$ ,  $H = D - CA^{-1}B$ .

---

**Задача 6.9** Пусть истинной является модель  $y = X_1\beta_1 + X_2\beta_2 + u$ , где  $X_1, X_2$  — матрицы признаков размерностей  $n \times k_1$  и  $n \times k_2$  соответственно. Вместо истинной модели вы оцениваете модель вида  $y = X_1\beta_1 + v$ , где  $v$  — вектор случайной ошибки, удовлетворяющий предпосылкам теоремы Гаусса — Маркова.

- а) Будет ли МНК-оценка вектора параметров  $\beta_1$  несмещённой?
- б) Будет ли несмещённой МНК-оценка дисперсии случайной ошибки?
- в) Рассчитайте  $\text{Var}(\hat{\beta}_1)$ . Не противоречит ли полученный результат теореме Гаусса — Маркова?

**Задача 6.10** Пусть истинной является модель  $y = X_1\beta_1 + u$ , где  $X_1$  — матрица признаков размерности  $n \times k_1$ . Вместо истинной модели вы оцениваете модель вида  $y = X_1\beta_1 + X_2\beta_2 + v$ , где  $X_2$  — матрица признаков размерности  $n \times k_2$ ,  $v$  — вектор случайной ошибки, удовлетворяющий предпосылкам теоремы Гаусса — Маркова.

- а) Будет ли МНК-оценка вектора параметров  $\beta_1$  несмещённой?
- б) Будет ли несмещённой МНК-оценка дисперсии случайной ошибки?
- в) Рассчитайте  $\text{Var}(\hat{\beta}_1)$ . Не противоречит ли полученный результат теореме Гаусса — Маркова?

## 7. Доверительные интервалы для коэффициентов

Построение доверительных интервалов для МНК оценок. Проверка гипотез. Асимптотика без нормальности ошибок. Нормальность ошибок.

## 8. Бутстрэп

Бутстрэп. Классический бутстрэп до регрессии и бутстрэп в регрессии. Метод наименьших модулей. Чёрный трэк: возможно, разные варианты бутстрэпа в регрессии? ВСА-бутстрэп до регрессии?

## 9. Выбор функциональной формы

Дамми-переменные и их интерпретация. Функциональные формы: полиномы, логарифмы, интерпретация коэффициентов. Информационные критерии.

Чёрный трэк: Структурные сдвиги. Тест Чоу. Локально-линейная регрессия (LOESS).

## 10. Гетероскедастичность

Гетероскедастичность. Тестирование гетероскедастичности. Робастные оценки. Доступный обобщённый МНК.

Задачи для доски:

Хансен: во сколько раз может быть недооценена дисперсия из-за гетероскедастичности

Коммент: акцент на робастных ошибках, тестирование и обобщённый МНК — кратко.

---

---

## **11. Мультиколлинеарность и метод главных компонент**

Мультиколлинеарность и метод главных компонент.

Чёрный трэк: несколько взглядов на метод главных компонент? LASSO?

## **12. Эндогенность**

Эндогенность. Инструментальные переменные. Ошибка измерения регрессора. Двухшаговый МНК.

## **13. Эффекты воздействия**

Оценка эффектов воздействия. ATE. LATE. Четкий (sharp) и нечеткий (fuzzy) разрывный регрессионный дизайн (RDD).

Чёрный трэк: Метод разность разностей (DiD). Динамический метода разность разностей (Event Study).

## **14. Логистическая регрессия: точечные оценки**

Логистическая регрессия: Бинарный и упорядоченный логит. Точечные оценки, прогнозы. Интерпретация предельных эффектов.

Чёрный трэк: Множественные логиты. Неупорядоченные, условные, смешанные логиты.

## **15. Логистическая регрессия: доверительные интервал**

Логистическая регрессия: доверительные интервалы и проверка гипотез.

---