

Final 2015

Теория вероятностей и математическая статистика

Обратная связь:

https://github.com/bdemeshev/probability_hse_exams

Последнее обновление: 8 января 2019 г.

1

Случайные величины X и Y распределены нормально. Для тестирования гипотезы о равенстве дисперсий выбирается m наблюдений случайной величины X и n наблюдений случайной величины Y . Какое распределение может иметь статистика, используемая в данном случае?

- ▶ $t_m + n - 2$
- ▶ $t_m + n - 1$
- ▶ $F_m + 1, n + 1$
- ▶ F_m, n
- ▶ $F_m - 1, n - 1$

2

Требуется проверить гипотезу о равенстве математических ожиданий в двух нормальных выборках размером m и n . Если дисперсии неизвестны, но равны, то тестовая статистика имеет распределение

▶ $F_{m, n}$

▶ $t_m + n - 2$

▶ $F_m + 1, n + 1$

▶ $F_m - 1, n - 1$

▶ $t_m + n - 1$

3

Требуется проверить гипотезу о равенстве дисперсий по двум нормальным выборкам размером 20 и 16 наблюдений. Несмещённая оценка дисперсии по первой выборке составила 60, по второй — 90. Тестовая статистика может быть равна

- ☐ 1
- ☐ 2
- ☐ 4
- ☐ 1.224
- ☐ 1.5

4

Требуется проверить гипотезу о равенстве математических ожиданий по двум нормальным выборкам размером 20 и 16 наблюдений. Истинные дисперсии по обеим выборкам известны, совпадают и равны 16. Разница выборочных средних равна 1. Тестовая статистика может быть равна

- ▶ 2
- ▶ 1.5
- ▶ 4
- ▶ 1.224
- ▶ 1

5

При проверке гипотезе о равенстве математических ожиданий в двух нормальных выборках размеров m и n при известных, но не равных дисперсиях, тестовая статистика имеет распределение

▶ $F_{m-1, n-1}$

▶ t_{m+n-1}

▶ F_m

▶ t_{m+n-2}

▶ $N(0; 1)$

При проверке гипотезы о равенстве долей используется следующее распределение

▶ $F_{m-1, n-1}$

▶ $F_{m, n}$

▶ $N(0; 1)$

▶ t_{m+n-1}

▶ t_{m+n-2}

Есть две нормально распределённых выборки размером 20 и 16 наблюдений. Истинные дисперсии по обеим выборкам неизвестны и равны. Выборочные средние по обеим выборкам совпадают. Гипотеза о равенстве математических ожиданий

- ▶ Гипотезу невозможно проверить
- ▶ не отвергается на любом разумном уровне значимости
- ▶ отвергается на любом разумном уровне значимости
- ▶ не отвергается на 5%-ом и отвергается на 1%-ом уровне значимости
- ▶ не отвергается на 1%-ом и отвергается на 5%-ом уровне значимости

Для проверки гипотезы о равенстве долей в двух выборках могут использоваться следующие распределения

- ▶ только χ_1^2
- ▶ только $N(0; 1)$
- ▶ $N(0; 1)$ и $F_{m,n}$
- ▶ только $F_{m,n}$
- ▶ $N(0; 1)$ и χ_1^2

Доля успехов в первой выборке равна 0.55, доля успехов во второй выборке — 0.4. Количество наблюдений в выборках равно 40 и 20 соответственно. Тестовая статистика для проверки гипотезы о равенстве долей может быть равна

▶ 2.2

▶ 2.4

▶ 1.1

▶ 1.2

▶ 0.9

Доля успехов в первой выборке равна 0.8, доля успехов во второй выборке — 0.3. Количество наблюдений в выборках 40 и 20 соответственно. Гипотеза о равенстве долей

- ▶ Гипотезу невозможно проверить
- ▶ не отвергается на 5%-ом и отвергается на 1%-ом уровне значимости
- ▶ не отвергается на 1%-ом и отвергается на 5%-ом уровне значимости
- ▶ не отвергается на любом разумном уровне значимости
- ▶ отвергается на любом разумном уровне значимости

Для выборки X_1, \dots, X_n , имеющей нормальное распределение, проверяется гипотеза $H_0 : \sigma^2 = \sigma_0^2$ против $H_a : \sigma^2 > \sigma_0^2$. Критическая область имеет вид

- ▶ $(0, A)$, где A таково, что $\mathbb{P}(\chi_n^2 - 1 < A) = \alpha$
- ▶ $(A, +\infty)$, где A таково, что $\mathbb{P}(\chi_n^2 - 1 < A) = \alpha$
- ▶ $(-\infty, A)$, где A таково, что $\mathbb{P}(\chi_n^2 - 1 < A) = 1 - \alpha$
- ▶ $(A, +\infty)$, где A таково, что $\mathbb{P}(\chi_n^2 - 1 < A) = 1 - \alpha$
- ▶ $(0, A)$, где A таково, что $\mathbb{P}(\chi_n^2 - 1 < A) = 1 - \alpha$

Для выборки X_1, \dots, X_n , имеющей нормальное распределение, проверяется гипотеза $H_0 : \sigma^2 = \sigma_0^2$ против $H_a : \sigma^2 < \sigma_0^2$. Критическая область имеет вид

- ▶ $(A, +\infty)$, где A таково, что $\mathbb{P}(\chi_{n-1}^2 < A) = 1 - \alpha$
- ▶ $(A, +\infty)$, где A таково, что $\mathbb{P}(\chi_{n-1}^2 < A) = \alpha$
- ▶ $(0, A)$, где A таково, что $\mathbb{P}(\chi_{n-1}^2 < A) = 1 - \alpha$
- ▶ $(A, +\infty)$, где A таково, что $\mathbb{P}(\chi_{n-1}^2 < A) = 1 - \alpha$
- ▶ $(A, +\infty)$, где A таково, что $\mathbb{P}(\chi_{n-1}^2 < A) = \alpha$

При подбрасывании игральной кости 600 раз шестерка выпала 105 раз. Гипотеза о том, что кость правильная

- ▶ не отвергается при любом разумном значении α
- ▶ отвергается при $\alpha = 0.05$, не отвергается при $\alpha = 0.01$
- ▶ отвергается при $\alpha = 0.01$, не отвергается при $\alpha = 0.05$
- ▶ Гипотезу невозможно проверить
- ▶ отвергается при любом разумном значении α

Величины X_1, \dots, X_n — выборка из нормально распределенной случайной величины с неизвестным математическим ожиданием и известной дисперсией. На уровне значимости α проверяется гипотеза $H_0 : \mu = \mu_0$ против $H_a : \mu \neq \mu_0$. Обозначим φ_1 и φ_2 вероятности ошибок первого и второго рода соответственно. Между параметрами задачи всегда выполнено соотношение

▶ $\varphi_2 = \alpha$

▶ $\varphi_2 = 1 - \alpha$

▶ $\varphi_1 + \varphi_2 = \alpha$

▶ $\varphi_1 = \alpha$

▶ $\varphi_1 = 1 - \alpha$

По случайной выборке из 200 наблюдений было оценено выборочное среднее $\bar{X} = 25$ и несмещённая оценка дисперсии $\hat{\sigma}^2 = 25$. В рамках проверки гипотезы $H_0 : \mu = 20$ против $H_a : \mu > 20$ можно сделать вывод, что гипотеза H_0

- ▶ отвергается при $\alpha = 0.05$, не отвергается при $\alpha = 0.01$
- ▶ отвергается при $\alpha = 0.01$, не отвергается при $\alpha = 0.05$
- ▶ Гипотезу невозможно проверить
- ▶ не отвергается при любом разумном значении α
- ▶ отвергается при любом разумном значении α

По выборке X_1, \dots, X_n из нормального распределения строятся по стандартным формулам доверительные интервалы для математического ожидания. Получен интервал (a_1, a_2) при известной дисперсии и интервал (b_1, b_2) при неизвестной дисперсии. Всегда справедливы следующие соотношения:

▶ $a_1 < 0, b_1 < 0, a_2 > 0, b_2 > 0$

▶ $|a_1 - b_1| = |a_2 - b_2|$

▶ $a_2 - a_1 > b_2 - b_1$

▶ $a_1 > 0, b_1 > 0, a_2 > 0, b_2 > 0$

▶ $a_2 - a_1 < b_2 - b_1$

Величины X_1, \dots, X_n — выборка из нормального распределения. Статистика $U = \frac{5 - \bar{X}}{5/\sqrt{n}}$ применима для проверки

- ▶ гипотезы $H_0 : \mu = 5$ при известной дисперсии, равной 5, при больших n
- ▶ гипотезы $H_0 : \mu = 5$ при известной дисперсии, равной 25, только при больших n
- ▶ гипотезы $H_0 : \mu = 5$ при известной дисперсии, равной 5, при любых n
- ▶ гипотезы $H_0 : \sigma = 5$
- ▶ гипотезы $H_0 : \mu = 5$ при известной дисперсии, равной 25, при любых n

18

Выборочная доля успехов в некотором испытании составляет 0.3. Исследователь Ромео хочет, чтобы длина двустороннего 95%-го доверительного интервала для истинной доли не превышала 0.1. Количество наблюдений, необходимых для этого, примерно равно

- ▶ 81
- ▶ 225
- ▶ 322
- ▶ 161
- ▶ 113

Пусть X_1, \dots, X_n — выборка из нормального распределения с известной дисперсией σ^2 . Пусть $U = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}}$. Величина U^2 имеет распределение

- ▶ χ_1^2
- ▶ $\chi_n^2 - 1$
- ▶ $F_{1,n-1}$
- ▶ t_{n-1}
- ▶ t_1

20

Дана реализация выборки: 3, 1, 2. Выборочный начальный момент первого порядка равен

☐ $14/3$

☐ 1

☐ 2

☐ 3

☐ 0

21

Дана реализация выборки: 3, 1, 2. Несмещённая оценка дисперсии равна

☐ $1/2$

☐ 1

☐ 2

☐ $1/3$

☐ $2/3$

Выберите НЕВЕРНОЕ утверждение про эмпирическую функцию распределения $F_n(x)$

- ▶ $F_n(x)$ имеет разрыв в каждой точке вариационного ряда
- ▶ $F_n(x)$ асимптотически нормальна
- ▶ $\mathbb{E}(F_n(x)) = F(x)$
- ▶ $F_n(x)$ является состоятельной оценкой функции распределения $F(x)$
- ▶ $F_n(x)$ является невозрастающей функцией

Юрий Петров утверждает, что обычно посещает половину занятий по Статистике. За последние полгода из 36 занятий он не посетил ни одного. Вычислите значение критерия хи-квадрат Пирсона для гипотезы, что утверждение Юрия Петрова истинно и укажите число степеней свободы

▶ $\chi^2 = 24, df = 1$

▶ $\chi^2 = 14, df = 1$

▶ $\chi^2 = 20, df = 2$

▶ $\chi^2 = 2, df = 2$

▶ $\chi^2 = 36, df = 1$

Производитель фломастеров попросил трёх человек оценить качество двух вида фломастеров: «Лесенка» и «Erich Krause» по 10-балльной шкале:

	Пафнутий	Андрей	Карл
Лесенка	9	7	6
Erich Krause	8	9	7

При альтернативной гипотезе о том, что Erich Krause качественнее, **точное** P -значение (P -value) статистики теста знаков равно

- ▶ 1/2
- ▶ 1/8
- ▶ 2/3
- ▶ 3/8
- ▶ 1/3

Производитель фломастеров попросил трёх человек оценить два вида фломастеров: «Лесенка» и «Erich Krause» по 10-балльной шкале:

	Пафнутий	Андрей	Карл
Лесенка	9	7	6
Erich Krause	8	9	7

Вычислите модуль значения статистики теста знаков. **Используя нормальную аппроксимацию**, проверьте на уровне значимости 0.1 гипотезу о том, что фломастеры имеют одинаковое качество.

- ▶ 1.65, H_0 отвергается
- ▶ 1.96, H_0 отвергается
- ▶ 0.43, H_0 не отвергается
- ▶ 0.58, H_0 отвергается
- ▶ 0.58, H_0 не отвергается

Кузнец Вакула в течение 100 лет ведет статистику о прилете аистов и рождении младенцев на хуторе близ Диканьки. У него получилась следующая таблица сопряженности

	Аисты прилетали	Аисты не прилетали
Появлялся младенец	30	10
Не появлялся младенец	30	30

Укажите число степеней свободы статистики Пирсона и на уровне значимости 5% определите, зависит ли появление младенца от прилета аистов

- ▶ $df = 2$, зависит
- ▶ $df = 3$, зависит
- ▶ $df = 4$, зависит
- ▶ $df = 1$, зависит
- ▶ $df = 1$, не зависит

В коробке 50 купюр пяти различных номиналов. Случайным образом достаются две купюры. Номиналы вынимаемых купюр

- ▶ не коррелированы и не зависимы
- ▶ отрицательно коррелированы
- ▶ положительно коррелированы
- ▶ положительно коррелированы, но не зависимы
- ▶ не коррелированы, но зависимы

Экзамен принимают два преподавателя: Злой и Добрый. Они поставили следующие оценки:

Злой	2	3	10	8	3
Добрый	6	4	7	8	

Значение статистики критерия Вилкоксона о совпадении распределений оценок равно

- ▶ 20.5
- ▶ 19
- ▶ 22.5
- ▶ 20
- ▶ 7.5

Датчик случайных чисел выдал два значения псевдослучайных чисел: 0.5 и 0.9. Вычислите значение критерия Колмогорова и проверьте гипотезу о соответствии распределения равномерному на уровне значимости 0.1. Критическое значение статистики Колмогорова для уровня значимости 0.1 и двух наблюдений равно 0.776.

- ▶ 1.4, H_0 отвергается
- ▶ 0.9, H_0 не отвергается
- ▶ 0.9, H_0 отвергается
- ▶ 0.5, H_0 не отвергается
- ▶ 0.4, H_0 не отвергается

Выберите НЕВЕРНОЕ утверждение про метод максимального правдоподобия (ММП):

- ▶ ММП оценки не всегда совпадают с оценками метода моментов
- ▶ ММП применим для оценивания двух и более параметров
- ▶ При выполнении технических предпосылок оценки ММП состоятельны
- ▶ Оценки ММП асимптотически нормальны $\mathcal{N}(0; 1)$
- ▶ ММП применим для зависимых случайных величин

Если величина $\hat{\theta}$ имеет нормальное распределение $\mathcal{N}(2; 0.01^2)$, то, согласно дельта-методу, $\hat{\theta}^2$ имеет примерно нормальное распределение

- ▶ $\mathcal{N}(2; 4 \cdot 0.01^2)$
- ▶ $\mathcal{N}(4; 8 \cdot 0.01^2)$
- ▶ $\mathcal{N}(4; 4 \cdot 0.01^2)$
- ▶ $\mathcal{N}(4; 16 \cdot 0.01^2)$
- ▶ $\mathcal{N}(4; 2 \cdot 0.01^2)$

Случайные величины X_1 , X_2 и X_3 независимы и одинаково распределены,

X_i	3	5
$\mathbb{P}(\cdot)$	p	$1 - p$

Имеется выборка из трёх наблюдений: $X_1 = 5$, $X_2 = 3$, $X_3 = 5$. Оценка неизвестного p , полученная методом максимального правдоподобия, равна:

- ▶ $2/3$
- ▶ $1/2$
- ▶ Метод неприменим
- ▶ $1/3$
- ▶ $1/4$

Случайные величины X_1 , X_2 и X_3 независимы и одинаково распределены,

X_i	3	5
$\mathbb{P}(\cdot)$	p	$1 - p$

По выборке оказалось, что $\bar{X} = 4.5$. Оценка неизвестного p , полученная методом моментов, равна:

- ▶ 1/3
- ▶ Метод неприменим
- ▶ 1/4
- ▶ 2/3
- ▶ 1/2

Величины $X_1, X_2, \dots, X_{2016}$ независимы и одинаково распределены, $\mathcal{N}(\mu; 42)$. Оказалось, что $\bar{X} = -23$. Про оценки метода моментов, $\hat{\mu}_{MM}$, и метода максимального правдоподобия, $\hat{\mu}_{ML}$, можно утверждать, что

- ▶ $\hat{\mu}_M L < -23, \hat{\mu}_M M = -23$
- ▶ $\hat{\mu}_M L = -23, \hat{\mu}_M M > -23$
- ▶ $\hat{\mu}_M L = -23, \hat{\mu}_M M = -23$
- ▶ $\hat{\mu}_M L = -23, \hat{\mu}_M M < -23$
- ▶ $\hat{\mu}_M L > -23, \hat{\mu}_M M = -23$

Выберите НЕВЕРНОЕ утверждение про логарифмическую функцию правдоподобия $\ell(\theta)$

- ▶ Функция $\ell(\theta)$ может иметь несколько экстремумов
- ▶ Функция $\ell(\theta)$ может принимать значения больше единицы
- ▶ Функция $\ell(\theta)$ имеет максимум при $\theta = 0$
- ▶ Функция $\ell(\theta)$ может принимать положительные значения
- ▶ Функция $\ell(\theta)$ может принимать отрицательные значения

Величины X_1, \dots, X_n независимы и одинаково распределены, $\mathbb{E}(X_1^2) = 2\theta + 4$. По выборке из 100 наблюдений оказалось, что $\sum_{i=1}^{100} X_i^2 = 200$. Оценка метода момента, $\hat{\theta}_{MM}$, равна

- ☐ 0
- ☐ -1
- ☐ Метод неприменим
- ☐ 1
- ☐ 2

По выборке из 100 наблюдений построена оценка метода максимального правдоподобия, $\hat{\theta}_{ML} = 42$. Вторая производная лог-функции правдоподобия равна $\ell''(\hat{\theta}) = -1$. Ширина 95%-го доверительного интервала для неизвестного параметра θ примерно равна

- ▶ 1
- ▶ 1/2
- ▶ 2
- ▶ 4
- ▶ 8

Проверяется гипотеза $H_0: \theta = \gamma$ против альтернативной гипотезы $H_a: \theta \neq \gamma$, где θ и γ — два неизвестных параметра. Выберите верное утверждение о распределении статистики отношения правдоподобия, LR :

- ▶ И при H_0 , и при H_a , $LR \sim \chi_1^2$
- ▶ И при H_0 , и при H_a , $LR \sim \chi_2^2$
- ▶ Если верна H_a , то $LR \sim \chi_1^2$
- ▶ Если верна H_0 , то $LR \sim \chi_1^2$
- ▶ Если верна H_a , то $LR \sim \chi_2^2$

По 100 наблюдениям получена оценка метода максимального правдоподобия, $\hat{\theta} = 20$, также известны значения лог-функции правдоподобия $\ell(20) = -10$ и $\ell(0) = -50$. С помощью критерия отношения правдоподобия, LR , проверьте гипотезу $H_0: \theta = 0$ против $H_0: \theta \neq 0$ на уровне значимости 5%.

- ▶ Критерий неприменим
- ▶ $LR = 60$, H_0 не отвергается
- ▶ $LR = 40$, H_0 не отвергается
- ▶ $LR = 80$, H_0 отвергается
- ▶ $LR = 40$, H_0 отвергается

Пусть $X = (X_1, \dots, X_n)$ — случайная выборка из биномиального распределения $Bi(5, p)$. Известно, что $\mathbb{P}(X = x) = C_n^x p^x (1 - p)^{n-x}$. Информация Фишера $I_n(p)$ равна:

▶ $\frac{5n}{p(1-p)}$

▶ $\frac{p(1-p)}{5n}$

▶ $\frac{5p(1-p)}{n}$

▶ $\frac{n}{5p(1-p)}$

▶ $\frac{n}{p(1-p)}$

Пусть $X = (X_1, \dots, X_n)$ — случайная выборка из экспоненциального распределения с плотностью

$$f(x; \theta) = \begin{cases} \frac{1}{\theta} \exp(-\frac{x}{\theta}) & \text{при } x \geq 0, \\ 0 & \text{при } x < 0. \end{cases}$$

Информация Фишера $I_n(p)$ равна:

▶ $n\theta^2$

▶ $\frac{\theta^2}{n}$

▶ $\frac{\theta}{n}$

▶ $\frac{n}{\theta^2}$

▶ $\frac{n}{\theta}$

Пусть $X = (X_1, \dots, X_n)$ — случайная выборка из равномерного на $(0, \theta)$ распределения. При каком значении константы c оценка $\hat{\theta} = c\bar{X}$ является несмещённой?

☐ 2

☐ n

☐ $\frac{1}{2}$

☐ 1

☐ $\frac{1}{n}$

43

Пусть $X = (X_1, \dots, X_n)$ — случайная выборка из биномиального распределения $Bi(5, p)$. При каком значении константы c оценка $\hat{p} = c\bar{X}$ является несмещённой?

☐ 1

☐ $\frac{1}{5}$

☐ 5

☐ n

☐ $\frac{1}{n}$

Последовательность оценок $\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2, \dots$ называется состоятельной, если

- ▶ $P(|\hat{\theta}_n - \theta| > t) \rightarrow 0$ для всех $t > 0$
- ▶ $\mathbb{E}(\hat{\theta}_n) \rightarrow \theta$
- ▶ $\text{Var}(\hat{\theta}_n) \geq \text{Var}(\hat{\theta}_n + 1)$
- ▶ $\text{Var}(\hat{\theta}_n) \rightarrow 0$
- ▶ $\mathbb{E}(\hat{\theta}_n) = \theta$

Пусть $X = (X_1, \dots, X_n)$ — случайная выборка из распределения с плотностью

$$f(x; \theta) = \begin{cases} \frac{1}{\theta} \exp(-\frac{x}{\theta}) & \text{при } x \geq 0, \\ 0 & \text{при } x < 0. \end{cases}$$

При каком значении константы c оценка $\hat{\theta} = c\bar{X}$ является несмещённой?

☐ $\frac{1}{n}$

☐ 1

☐ n

☐ $\frac{n}{n+1}$

☐ $\frac{n+1}{n}$

Пусть $X = (X_1, \dots, X_n)$ — случайная выборка из равномерного на $(0, 2\theta)$ распределения. Оценка $\hat{\theta} = X_1$

- ▶ Эффективная
- ▶ Нелинейная
- ▶ Асимптотически нормальная
- ▶ Несмещённая
- ▶ Состоятельная

Пусть $X = (X_1, \dots, X_n)$ — случайная выборка. Случайные величины X_1, \dots, X_n имеют дискретное распределение, которое задано при помощи таблицы

X_i	-3	0	2
\mathbb{P}_{X_i}	$\frac{2}{3} - \theta$	$\frac{1}{3}$	θ

При каком значении константы c оценка $\hat{\theta}_n = c(\bar{X} + 2)$ является несмещённой?

- ☐ 1
- ☐ 3
- ☐ 5
- ☐ $\frac{1}{3}$
- ☐ $\frac{1}{5}$

Пусть $X = (X_1, \dots, X_n)$ — случайная выборка. Случайные величины X_1, \dots, X_n имеют дискретное распределение, которое задано при помощи таблицы

X_i	-4	0	3
\mathbb{P}_{X_i}	$\frac{3}{4} - \theta$	$\frac{1}{4}$	θ

При каком значении константы c оценка $\hat{\theta}_n = c(\bar{X} + 3)$ является несмещённой?

- ☐ 6
- ☐ $\frac{1}{4}$
- ☐ 4
- ☐ 1
- ☐ $\frac{1}{6}$

Пусть $X = (X_1, \dots, X_n)$ — случайная выборка и $I_n(\theta)$ — информация Фишера. Тогда несмещённая оценка $\hat{\theta}$ называется эффективной, если

- ▶ $I^{-1}_n(\theta) \leq \text{Var}(\hat{\theta})$
- ▶ $I^{-1}_n(\theta) \geq \text{Var}(\hat{\theta})$
- ▶ $\text{Var}(\hat{\theta}) \cdot I_n(\theta) = 1$
- ▶ $\text{Var}(\hat{\theta}) \leq I_n(\theta)$
- ▶ $\text{Var}(\hat{\theta}) = I_n(\theta)$

Пусть $X = (X_1, \dots, X_n)$ — случайная выборка и $\ell(\theta) = \ell(X_1, \dots, X_n; \theta)$ — логарифмическая функция правдоподобия. Тогда информация Фишера $I_n(\theta)$ равна

▶ $-\mathbb{E} \left(\frac{\partial \ell(\theta)}{\partial \theta} \right)$

▶ $-\mathbb{E} \left(\frac{\partial^2 \ell(\theta)}{\partial \theta^2} \right)$

▶ $\mathbb{E} \left(\frac{\partial \ell(\theta)}{\partial \theta} \right)$

▶ $\mathbb{E} \left(\frac{\partial^2 \ell(\theta)}{\partial \theta^2} \right)$

▶ $-\mathbb{E} \left(\left(\frac{\partial \ell(\theta)}{\partial \theta} \right)^2 \right)$

Пусть $X = (X_1, \dots, X_n)$ — случайная выборка и $\ell(\theta) = \ell(X_1, \dots, X_n; \theta)$ — логарифмическая функция правдоподобия. Тогда информация Фишера $I_n(\theta)$ равна

▶ $-\mathbb{E} \left(\frac{\partial \ell(\theta)}{\partial \theta} \cdot \frac{\partial \ell(\theta)}{\partial \theta} \right)$

▶ $\mathbb{E} \left(\frac{\partial^2 \ell(\theta)}{\partial \theta^2} \right)$

▶ $-\mathbb{E} \left(\frac{\partial \ell(\theta)}{\partial \theta} \right)$

▶ $\mathbb{E} \left(\frac{\partial \ell(\theta)}{\partial \theta} \right)$

▶ $\mathbb{E} \left(\left(\frac{\partial \ell(\theta)}{\partial \theta} \right)^2 \right)$

1

Случайные величины X и Y распределены нормально. Для тестирования гипотезы о равенстве дисперсий выбирается m наблюдений случайной величины X и n наблюдений случайной величины Y . Какое распределение может иметь статистика, используемая в данном случае?

- ▶ $t_m + n - 2$
- ▶ $t_m + n - 1$
- ▶ $F_m + 1, n + 1$
- ▶ F_m, n
- ▶ $F_m - 1, n - 1$

Да! Следующий вопрос

2

Требуется проверить гипотезу о равенстве математических ожиданий в двух нормальных выборках размером m и n . Если дисперсии неизвестны, но равны, то тестовая статистика имеет распределение

▶ $F_{m, n}$

▶ $t_m + n - 2$

▶ $F_m + 1, n + 1$

▶ $F_m - 1, n - 1$

▶ $t_m + n - 1$

Да! [Следующий вопрос](#)

3

Требуется проверить гипотезу о равенстве дисперсий по двум нормальным выборкам размером 20 и 16 наблюдений. Несмещённая оценка дисперсии по первой выборке составила 60, по второй — 90. Тестовая статистика может быть равна

- ☐ 1
- ☐ 2
- ☐ 4
- ☐ 1.224
- ☐ 1.5

Да! [Следующий вопрос](#)

4

Требуется проверить гипотезу о равенстве математических ожиданий по двум нормальным выборкам размером 20 и 16 наблюдений. Истинные дисперсии по обеим выборкам известны, совпадают и равны 16. Разница выборочных средних равна 1. Тестовая статистика может быть равна

- ▶ 2
- ▶ 1.5
- ▶ 4
- ▶ 1.224
- ▶ 1

Да! [Следующий вопрос](#)

5

При проверке гипотезе о равенстве математических ожиданий в двух нормальных выборках размеров m и n при известных, но не равных дисперсиях, тестовая статистика имеет распределение

▶ $F_{m-1, n-1}$

▶ t_{m+n-1}

▶ F_m

▶ t_{m+n-2}

▶ $N(0; 1)$

Да! [Следующий вопрос](#)

6

При проверке гипотезы о равенстве долей используется следующее распределение

▶ $F_{m-1, n-1}$

▶ $F_{m, n}$

▶ $N(0; 1)$

▶ t_{m+n-1}

▶ t_{m+n-2}

Да! [Следующий вопрос](#)

Есть две нормально распределённых выборки размером 20 и 16 наблюдений. Истинные дисперсии по обеим выборкам неизвестны и равны. Выборочные средние по обеим выборкам совпадают. Гипотеза о равенстве математических ожиданий

- ▶ Гипотезу невозможно проверить
- ▶ не отвергается на любом разумном уровне значимости
- ▶ отвергается на любом разумном уровне значимости
- ▶ не отвергается на 5%-ом и отвергается на 1%-ом уровне значимости
- ▶ не отвергается на 1%-ом и отвергается на 5%-ом уровне значимости

Да! Следующий вопрос

Для проверки гипотезы о равенстве долей в двух выборках могут использоваться следующие распределения

- ▶ только χ_1^2
- ▶ только $N(0; 1)$
- ▶ $N(0; 1)$ и $F_{m,n}$
- ▶ только $F_{m,n}$
- ▶ $N(0; 1)$ и χ_1^2

Да! [Следующий вопрос](#)

9

Доля успехов в первой выборке равна 0.55, доля успехов во второй выборке — 0.4. Количество наблюдений в выборках равно 40 и 20 соответственно. Тестовая статистика для проверки гипотезы о равенстве долей может быть равна

▶ 2.2

▶ 2.4

▶ 1.1

▶ 1.2

▶ 0.9

Да! [Следующий вопрос](#)

Доля успехов в первой выборке равна 0.8, доля успехов во второй выборке — 0.3. Количество наблюдений в выборках 40 и 20 соответственно. Гипотеза о равенстве долей

- ▶ Гипотезу невозможно проверить
- ▶ не отвергается на 5%-ом и отвергается на 1%-ом уровне значимости
- ▶ не отвергается на 1%-ом и отвергается на 5%-ом уровне значимости
- ▶ не отвергается на любом разумном уровне значимости
- ▶ отвергается на любом разумном уровне значимости

Да! Следующий вопрос

Для выборки X_1, \dots, X_n , имеющей нормальное распределение, проверяется гипотеза $H_0 : \sigma^2 = \sigma_0^2$ против $H_a : \sigma^2 > \sigma_0^2$. Критическая область имеет вид

- ▶ $(0, A)$, где A таково, что $\mathbb{P}(\chi_n^2 - 1 < A) = \alpha$
- ▶ $(A, +\infty)$, где A таково, что $\mathbb{P}(\chi_n^2 - 1 < A) = \alpha$
- ▶ $(-\infty, A)$, где A таково, что $\mathbb{P}(\chi_n^2 - 1 < A) = 1 - \alpha$
- ▶ $(A, +\infty)$, где A таково, что $\mathbb{P}(\chi_n^2 - 1 < A) = 1 - \alpha$
- ▶ $(0, A)$, где A таково, что $\mathbb{P}(\chi_n^2 - 1 < A) = 1 - \alpha$

Да! [Следующий вопрос](#)

Для выборки X_1, \dots, X_n , имеющей нормальное распределение, проверяется гипотеза $H_0 : \sigma^2 = \sigma_0^2$ против $H_a : \sigma^2 < \sigma_0^2$. Критическая область имеет вид

- ▶ $(A, +\infty)$, где A таково, что $\mathbb{P}(\chi_{n-1}^2 < A) = 1 - \alpha$
- ▶ $(A, +\infty)$, где A таково, что $\mathbb{P}(\chi_{n-1}^2 < A) = \alpha$
- ▶ $(0, A)$, где A таково, что $\mathbb{P}(\chi_{n-1}^2 < A) = 1 - \alpha$
- ▶ $(A, +\infty)$, где A таково, что $\mathbb{P}(\chi_{n-1}^2 < A) = 1 - \alpha$
- ▶ $(A, +\infty)$, где A таково, что $\mathbb{P}(\chi_{n-1}^2 < A) = \alpha$

Да! Следующий вопрос

При подбрасывании игральной кости 600 раз шестерка выпала 105 раз. Гипотеза о том, что кость правильная

- ▶ не отвергается при любом разумном значении α
- ▶ отвергается при $\alpha = 0.05$, не отвергается при $\alpha = 0.01$
- ▶ отвергается при $\alpha = 0.01$, не отвергается при $\alpha = 0.05$
- ▶ Гипотезу невозможно проверить
- ▶ отвергается при любом разумном значении α

Да! [Следующий вопрос](#)

Величины X_1, \dots, X_n — выборка из нормально распределенной случайной величины с неизвестным математическим ожиданием и известной дисперсией. На уровне значимости α проверяется гипотеза $H_0 : \mu = \mu_0$ против $H_a : \mu \neq \mu_0$. Обозначим φ_1 и φ_2 вероятности ошибок первого и второго рода соответственно. Между параметрами задачи всегда выполнено соотношение

▶ $\varphi_2 = \alpha$

▶ $\varphi_2 = 1 - \alpha$

▶ $\varphi_1 + \varphi_2 = \alpha$

▶ $\varphi_1 = \alpha$

▶ $\varphi_1 = 1 - \alpha$

Да! [Следующий вопрос](#)

По случайной выборке из 200 наблюдений было оценено выборочное среднее $\bar{X} = 25$ и несмещённая оценка дисперсии $\hat{\sigma}^2 = 25$. В рамках проверки гипотезы $H_0 : \mu = 20$ против $H_a : \mu > 20$ можно сделать вывод, что гипотеза H_0

- ▶ отвергается при $\alpha = 0.05$, не отвергается при $\alpha = 0.01$
- ▶ отвергается при $\alpha = 0.01$, не отвергается при $\alpha = 0.05$
- ▶ Гипотезу невозможно проверить
- ▶ не отвергается при любом разумном значении α
- ▶ отвергается при любом разумном значении α

Да! Следующий вопрос

По выборке X_1, \dots, X_n из нормального распределения строятся по стандартным формулам доверительные интервалы для математического ожидания. Получен интервал (a_1, a_2) при известной дисперсии и интервал (b_1, b_2) при неизвестной дисперсии. Всегда справедливы следующие соотношения:

▶ $a_1 < 0, b_1 < 0, a_2 > 0, b_2 > 0$

▶ $|a_1 - b_1| = |a_2 - b_2|$

▶ $a_2 - a_1 > b_2 - b_1$

▶ $a_1 > 0, b_1 > 0, a_2 > 0, b_2 > 0$

▶ $a_2 - a_1 < b_2 - b_1$

Да! Следующий вопрос

Величины X_1, \dots, X_n — выборка из нормального распределения. Статистика $U = \frac{5 - \bar{X}}{5/\sqrt{n}}$ применима для проверки

- ▶ гипотезы $H_0 : \mu = 5$ при известной дисперсии, равной 5, при больших n
- ▶ гипотезы $H_0 : \mu = 5$ при известной дисперсии, равной 25, только при больших n
- ▶ гипотезы $H_0 : \mu = 5$ при известной дисперсии, равной 5, при любых n
- ▶ гипотезы $H_0 : \sigma = 5$
- ▶ гипотезы $H_0 : \mu = 5$ при известной дисперсии, равной 25, при любых n

Да! Следующий вопрос

18

Выборочная доля успехов в некотором испытании составляет 0.3. Исследователь Ромео хочет, чтобы длина двустороннего 95%-го доверительного интервала для истинной доли не превышала 0.1. Количество наблюдений, необходимых для этого, примерно равно

- ▶ 81
- ▶ 225
- ▶ 322
- ▶ 161
- ▶ 113

Да! [Следующий вопрос](#)

19

Пусть X_1, \dots, X_n — выборка из нормального распределения с известной дисперсией σ^2 . Пусть $U = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}}$. Величина U^2 имеет распределение

- ▶ χ_1^2
- ▶ $\chi_n^2 - 1$
- ▶ $F_{1,n-1}$
- ▶ t_{n-1}
- ▶ t_1

Да! [Следующий вопрос](#)

20

Дана реализация выборки: 3, 1, 2. Выборочный начальный момент первого порядка равен

☐ $14/3$

☐ 1

☐ 2

☐ 3

☐ 0

Да! [Следующий вопрос](#)

21

Дана реализация выборки: 3, 1, 2. Несмещённая оценка дисперсии равна

☐ 1/2

☐ 1

☐ 2

☐ 1/3

☐ 2/3

Да! [Следующий вопрос](#)

Выберите НЕВЕРНОЕ утверждение про эмпирическую функцию распределения $F_n(x)$

- ▶ $F_n(x)$ имеет разрыв в каждой точке вариационного ряда
- ▶ $F_n(x)$ асимптотически нормальна
- ▶ $\mathbb{E}(F_n(x)) = F(x)$
- ▶ $F_n(x)$ является состоятельной оценкой функции распределения $F(x)$
- ▶ $F_n(x)$ является невозрастающей функцией

Да! [Следующий вопрос](#)

Юрий Петров утверждает, что обычно посещает половину занятий по Статистике. За последние полгода из 36 занятий он не посетил ни одного. Вычислите значение критерия хи-квадрат Пирсона для гипотезы, что утверждение Юрия Петрова истинно и укажите число степеней свободы

▶ $\chi^2 = 24, df = 1$

▶ $\chi^2 = 14, df = 1$

▶ $\chi^2 = 20, df = 2$

▶ $\chi^2 = 2, df = 2$

▶ $\chi^2 = 36, df = 1$

Да! [Следующий вопрос](#)

Производитель фломастеров попросил трёх человек оценить качество двух вида фломастеров: «Лесенка» и «Erich Krause» по 10-балльной шкале:

	Пафнутий	Андрей	Карл
Лесенка	9	7	6
Erich Krause	8	9	7

При альтернативной гипотезе о том, что Erich Krause качественнее, **точное** P -значение (P -value) статистики теста знаков равно

- ▶ 1/2
- ▶ 1/8
- ▶ 2/3
- ▶ 3/8
- ▶ 1/3

Производитель фломастеров попросил трёх человек оценить два вида фломастеров: «Лесенка» и «Erich Krause» по 10-балльной шкале:

	Пафнутий	Андрей	Карл
Лесенка	9	7	6
Erich Krause	8	9	7

Вычислите модуль значения статистики теста знаков. **Используя нормальную аппроксимацию**, проверьте на уровне значимости 0.1 гипотезу о том, что фломастеры имеют одинаковое качество.

- ▶ 1.65, H_0 отвергается
- ▶ 1.96, H_0 отвергается
- ▶ 0.43, H_0 не отвергается
- ▶ 0.58, H_0 отвергается
- ▶ 0.58, H_0 не отвергается

26 Да! Следующий вопрос

Кузнец Вакула в течение 100 лет ведет статистику о прилете аистов и рождении младенцев на хуторе близ Диканьки. У него получилась следующая таблица сопряженности

	Аисты прилетали	Аисты не прилетали
Появлялся младенец	30	10
Не появлялся младенец	30	30

Укажите число степеней свободы статистики Пирсона и на уровне значимости 5% определите, зависит ли появление младенца от прилета аистов

- ☐ $df = 2$, зависит
- ☐ $df = 3$, зависит
- ☐ $df = 4$, зависит
- ☐ $df = 1$, зависит
- ☐ $df = 1$, не зависит

В коробке 50 купюр пяти различных номиналов. Случайным образом достаются две купюры. Номиналы вынимаемых купюр

- ▶ не коррелированы и не зависимы
- ▶ отрицательно коррелированы
- ▶ положительно коррелированы
- ▶ положительно коррелированы, но не зависимы
- ▶ не коррелированы, но зависимы

Да! Следующий вопрос

Экзамен принимают два преподавателя: Злой и Добрый. Они поставили следующие оценки:

Злой	2	3	10	8	3
Добрый	6	4	7	8	

Значение статистики критерия Вилкоксона о совпадении распределений оценок равно

- ▶ 20.5
- ▶ 19
- ▶ 22.5
- ▶ 20
- ▶ 7.5

Датчик случайных чисел выдал два значения псевдослучайных чисел: 0.5 и 0.9. Вычислите значение критерия Колмогорова и проверьте гипотезу о соответствии распределения равномерному на уровне значимости 0.1. Критическое значение статистики Колмогорова для уровня значимости 0.1 и двух наблюдений равно 0.776.

- ▶ 1.4, H_0 отвергается
- ▶ 0.9, H_0 не отвергается
- ▶ 0.9, H_0 отвергается
- ▶ 0.5, H_0 не отвергается
- ▶ 0.4, H_0 не отвергается

Да! [Следующий вопрос](#)

Выберите НЕВЕРНОЕ утверждение про метод максимального правдоподобия (ММП):

- ▶ ММП оценки не всегда совпадают с оценками метода моментов
- ▶ ММП применим для оценивания двух и более параметров
- ▶ При выполнении технических предпосылок оценки ММП состоятельны
- ▶ Оценки ММП асимптотически нормальны $\mathcal{N}(0; 1)$
- ▶ ММП применим для зависимых случайных величин

Да! [Следующий вопрос](#)

Если величина $\hat{\theta}$ имеет нормальное распределение $\mathcal{N}(2; 0.01^2)$, то, согласно дельта-методу, $\hat{\theta}^2$ имеет примерно нормальное распределение

- ▶ $\mathcal{N}(2; 4 \cdot 0.01^2)$
- ▶ $\mathcal{N}(4; 8 \cdot 0.01^2)$
- ▶ $\mathcal{N}(4; 4 \cdot 0.01^2)$
- ▶ $\mathcal{N}(4; 16 \cdot 0.01^2)$
- ▶ $\mathcal{N}(4; 2 \cdot 0.01^2)$

Да! [Следующий вопрос](#)

Случайные величины X_1 , X_2 и X_3 независимы и одинаково распределены,

X_i	3	5
$\mathbb{P}(\cdot)$	p	$1 - p$

Имеется выборка из трёх наблюдений: $X_1 = 5$, $X_2 = 3$, $X_3 = 5$. Оценка неизвестного p , полученная методом максимального правдоподобия, равна:

- ▶ 2/3
- ▶ 1/2
- ▶ Метод неприменим
- ▶ 1/3
- ▶ 1/4

Случайные величины X_1 , X_2 и X_3 независимы и одинаково распределены,

X_i	3	5
$\mathbb{P}(\cdot)$	p	$1 - p$

По выборке оказалось, что $\bar{X} = 4.5$. Оценка неизвестного p , полученная методом моментов, равна:

- ▶ $1/3$
- ▶ Метод неприменим
- ▶ $1/4$
- ▶ $2/3$
- ▶ $1/2$

Величины $X_1, X_2, \dots, X_{2016}$ независимы и одинаково распределены, $\mathcal{N}(\mu; 42)$. Оказалось, что $\bar{X} = -23$. Про оценки метода моментов, $\hat{\mu}_{MM}$, и метода максимального правдоподобия, $\hat{\mu}_{ML}$, можно утверждать, что

- ▶ $\hat{\mu}_M L < -23, \hat{\mu}_M M = -23$
- ▶ $\hat{\mu}_M L = -23, \hat{\mu}_M M > -23$
- ▶ $\hat{\mu}_M L = -23, \hat{\mu}_M M = -23$
- ▶ $\hat{\mu}_M L = -23, \hat{\mu}_M M < -23$
- ▶ $\hat{\mu}_M L > -23, \hat{\mu}_M M = -23$

Да!

Следующий вопрос

Выберите НЕВЕРНОЕ утверждение про логарифмическую функцию правдоподобия $\ell(\theta)$

- ▶ Функция $\ell(\theta)$ может иметь несколько экстремумов
- ▶ Функция $\ell(\theta)$ может принимать значения больше единицы
- ▶ Функция $\ell(\theta)$ имеет максимум при $\theta = 0$
- ▶ Функция $\ell(\theta)$ может принимать положительные значения
- ▶ Функция $\ell(\theta)$ может принимать отрицательные значения

Да! [Следующий вопрос](#)

Величины X_1, \dots, X_n независимы и одинаково распределены, $\mathbb{E}(X_1^2) = 2\theta + 4$. По выборке из 100 наблюдений оказалось, что $\sum_{i=1}^{100} X_i^2 = 200$. Оценка метода момента, $\hat{\theta}_{MM}$, равна

- ☐ 0
- ☐ -1
- ☐ Метод неприменим
- ☐ 1
- ☐ 2

Да! [Следующий вопрос](#)

37

По выборке из 100 наблюдений построена оценка метода максимального правдоподобия, $\hat{\theta}_{ML} = 42$. Вторая производная лог-функции правдоподобия равна $\ell''(\hat{\theta}) = -1$. Ширина 95%-го доверительного интервала для неизвестного параметра θ примерно равна

- ▶ 1
- ▶ 1/2
- ▶ 2
- ▶ 4
- ▶ 8

Да! [Следующий вопрос](#)

Проверяется гипотеза $H_0: \theta = \gamma$ против альтернативной гипотезы $H_a: \theta \neq \gamma$, где θ и γ — два неизвестных параметра. Выберите верное утверждение о распределении статистики отношения правдоподобия, LR :

- ▶ И при H_0 , и при H_a , $LR \sim \chi_1^2$
- ▶ И при H_0 , и при H_a , $LR \sim \chi_2^2$
- ▶ Если верна H_a , то $LR \sim \chi_1^2$
- ▶ Если верна H_0 , то $LR \sim \chi_1^2$
- ▶ Если верна H_a , то $LR \sim \chi_2^2$

Да! [Следующий вопрос](#)

По 100 наблюдениям получена оценка метода максимального правдоподобия, $\hat{\theta} = 20$, также известны значения лог-функции правдоподобия $\ell(20) = -10$ и $\ell(0) = -50$. С помощью критерия отношения правдоподобия, LR , проверьте гипотезу $H_0: \theta = 0$ против $H_0: \theta \neq 0$ на уровне значимости 5%.

- ▶ Критерий неприменим
- ▶ $LR = 60$, H_0 не отвергается
- ▶ $LR = 40$, H_0 не отвергается
- ▶ $LR = 80$, H_0 отвергается
- ▶ $LR = 40$, H_0 отвергается

Да! Следующий вопрос

Пусть $X = (X_1, \dots, X_n)$ — случайная выборка из биномиального распределения $Bi(5, p)$. Известно, что $\mathbb{P}(X = x) = C_n^x p^x (1 - p)^{n-x}$. Информация Фишера $I_n(p)$ равна:

▶ $\frac{5n}{p(1-p)}$

▶ $\frac{p(1-p)}{5n}$

▶ $\frac{5p(1-p)}{n}$

▶ $\frac{n}{5p(1-p)}$

▶ $\frac{n}{p(1-p)}$

Да! Следующий вопрос

Пусть $X = (X_1, \dots, X_n)$ — случайная выборка из экспоненциального распределения с плотностью

$$f(x; \theta) = \begin{cases} \frac{1}{\theta} \exp(-\frac{x}{\theta}) & \text{при } x \geq 0, \\ 0 & \text{при } x < 0. \end{cases}$$

Информация Фишера $I_n(p)$ равна:

☐ $n\theta^2$

☐ $\frac{\theta^2}{n}$

☐ $\frac{\theta}{n}$

☐ $\frac{n}{\theta^2}$

☐ $\frac{n}{\theta}$

Да! [Следующий вопрос](#)

42

Пусть $X = (X_1, \dots, X_n)$ — случайная выборка из равномерного на $(0, \theta)$ распределения. При каком значении константы c оценка $\hat{\theta} = c\bar{X}$ является несмещённой?

☐ 2☐ n ☐ $\frac{1}{2}$ ☐ 1☐ $\frac{1}{n}$

Да! [Следующий вопрос](#)

43

Пусть $X = (X_1, \dots, X_n)$ — случайная выборка из биномиального распределения $Bi(5, p)$. При каком значении константы c оценка $\hat{p} = c\bar{X}$ является несмещённой?

▶ 1

▶ $\frac{1}{5}$

▶ 5

▶ n

▶ $\frac{1}{n}$

Да!

Следующий вопрос

Последовательность оценок $\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2, \dots$ называется состоятельной, если

- ▶ $P(|\hat{\theta}_n - \theta| > t) \rightarrow 0$ для всех $t > 0$
- ▶ $\mathbb{E}(\hat{\theta}_n) \rightarrow \theta$
- ▶ $\text{Var}(\hat{\theta}_n) \geq \text{Var}(\hat{\theta}_n + 1)$
- ▶ $\text{Var}(\hat{\theta}_n) \rightarrow 0$
- ▶ $\mathbb{E}(\hat{\theta}_n) = \theta$

Да! Следующий вопрос

Пусть $X = (X_1, \dots, X_n)$ — случайная выборка из распределения с плотностью

$$f(x; \theta) = \begin{cases} \frac{1}{\theta} \exp(-\frac{x}{\theta}) & \text{при } x \geq 0, \\ 0 & \text{при } x < 0. \end{cases}$$

При каком значении константы c оценка $\hat{\theta} = c\bar{X}$ является несмещённой?

☐ $\frac{1}{n}$

☐ 1

☐ n

☐ $\frac{n}{n+1}$

☐ $\frac{n+1}{n}$

Да! [Следующий вопрос](#)

Пусть $X = (X_1, \dots, X_n)$ — случайная выборка из равномерного на $(0, 2\theta)$ распределения. Оценка $\hat{\theta} = X_1$

- ▶ Эффективная
- ▶ Нелинейная
- ▶ Асимптотически нормальная
- ▶ Несмещённая
- ▶ Состоятельная

Да! [Следующий вопрос](#)

Пусть $X = (X_1, \dots, X_n)$ — случайная выборка. Случайные величины X_1, \dots, X_n имеют дискретное распределение, которое задано при помощи таблицы

X_i	-3	0	2
\mathbb{P}_{X_i}	$\frac{2}{3} - \theta$	$\frac{1}{3}$	θ

При каком значении константы c оценка $\hat{\theta}_n = c(\bar{X} + 2)$ является несмещённой?

- ☐ 1
- ☐ 3
- ☐ 5
- ☐ $\frac{1}{3}$
- ☐ $\frac{1}{5}$

Пусть $X = (X_1, \dots, X_n)$ — случайная выборка. Случайные величины X_1, \dots, X_n имеют дискретное распределение, которое задано при помощи таблицы

X_i	-4	0	3
\mathbb{P}_{X_i}	$\frac{3}{4} - \theta$	$\frac{1}{4}$	θ

При каком значении константы c оценка $\hat{\theta}_n = c(\bar{X} + 3)$ является несмещённой?

☐ 6

☐ $\frac{1}{4}$

☐ 4

☐ 1

☐ $\frac{1}{6}$

Пусть $X = (X_1, \dots, X_n)$ — случайная выборка и $I_n(\theta)$ — информация Фишера. Тогда несмещённая оценка $\hat{\theta}$ называется эффективной, если

▶ $I^{-1}_n(\theta) \leq \text{Var}(\hat{\theta})$

▶ $I^{-1}_n(\theta) \geq \text{Var}(\hat{\theta})$

▶ $\text{Var}(\hat{\theta}) \cdot I_n(\theta) = 1$

▶ $\text{Var}(\hat{\theta}) \leq I_n(\theta)$

▶ $\text{Var}(\hat{\theta}) = I_n(\theta)$

Да! [Следующий вопрос](#)

Пусть $X = (X_1, \dots, X_n)$ — случайная выборка и $\ell(\theta) = \ell(X_1, \dots, X_n; \theta)$ — логарифмическая функция правдоподобия. Тогда информация Фишера $I_n(\theta)$ равна

▶ $-\mathbb{E} \left(\frac{\partial \ell(\theta)}{\partial \theta} \right)$

▶ $-\mathbb{E} \left(\frac{\partial^2 \ell(\theta)}{\partial \theta^2} \right)$

▶ $\mathbb{E} \left(\frac{\partial \ell(\theta)}{\partial \theta} \right)$

▶ $\mathbb{E} \left(\frac{\partial^2 \ell(\theta)}{\partial \theta^2} \right)$

▶ $-\mathbb{E} \left(\left(\frac{\partial \ell(\theta)}{\partial \theta} \right)^2 \right)$

Да! [Следующий вопрос](#)

Пусть $X = (X_1, \dots, X_n)$ — случайная выборка и $\ell(\theta) = \ell(X_1, \dots, X_n; \theta)$ — логарифмическая функция правдоподобия. Тогда информация Фишера $I_n(\theta)$ равна

▶ $-\mathbb{E} \left(\frac{\partial \ell(\theta)}{\partial \theta} \cdot \frac{\partial \ell(\theta)}{\partial \theta} \right)$

▶ $\mathbb{E} \left(\frac{\partial^2 \ell(\theta)}{\partial \theta^2} \right)$

▶ $-\mathbb{E} \left(\frac{\partial \ell(\theta)}{\partial \theta} \right)$

▶ $\mathbb{E} \left(\frac{\partial \ell(\theta)}{\partial \theta} \right)$

▶ $\mathbb{E} \left(\left(\frac{\partial \ell(\theta)}{\partial \theta} \right)^2 \right)$

Да! [Следующий вопрос](#)

1

Случайные величины X и Y распределены нормально. Для тестирования гипотезы о равенстве дисперсий выбирается m наблюдений случайной величины X и n наблюдений случайной величины Y . Какое распределение может иметь статистика, используемая в данном случае?

▶ $t_m + n - 2$

▶ $t_m + n - 1$

▶ $F_m + 1, n + 1$

▶ F_m, n

▶ $F_m - 1, n - 1$

Нет!

2

Требуется проверить гипотезу о равенстве математических ожиданий в двух нормальных выборках размером m и n . Если дисперсии неизвестны, но равны, то тестовая статистика имеет распределение

▶ $F_{m, n}$

▶ $t_m + n - 2$

▶ $F_m + 1, n + 1$

▶ $F_m - 1, n - 1$

▶ $t_m + n - 1$

Нет!

3

Требуется проверить гипотезу о равенстве дисперсий по двум нормальным выборкам размером 20 и 16 наблюдений. Несмещённая оценка дисперсии по первой выборке составила 60, по второй — 90. Тестовая статистика может быть равна

- ☐ 1
- ☐ 2
- ☐ 4
- ☐ 1.224
- ☐ 1.5

Нет!

4

Требуется проверить гипотезу о равенстве математических ожиданий по двум нормальным выборкам размером 20 и 16 наблюдений. Истинные дисперсии по обеим выборкам известны, совпадают и равны 16. Разница выборочных средних равна 1. Тестовая статистика может быть равна

- ▶ 2
- ▶ 1.5
- ▶ 4
- ▶ 1.224
- ▶ 1

Нет!

5

При проверке гипотезе о равенстве математических ожиданий в двух нормальных выборках размеров m и n при известных, но не равных дисперсиях, тестовая статистика имеет распределение

▶ $F_{m-1, n-1}$

▶ t_{m+n-1}

▶ F_m

▶ t_{m+n-2}

▶ $N(0; 1)$

Нет!

6

При проверке гипотезы о равенстве долей используется следующее распределение

▶ $F_{m-1,n-1}$

▶ $F_{m,n}$

▶ $N(0; 1)$

▶ t_{m+n-1}

▶ t_{m+n-2}

Нет!

Есть две нормально распределённых выборки размером 20 и 16 наблюдений. Истинные дисперсии по обеим выборкам неизвестны и равны. Выборочные средние по обеим выборкам совпадают. Гипотеза о равенстве математических ожиданий

- ▶ Гипотезу невозможно проверить
- ▶ не отвергается на любом разумном уровне значимости
- ▶ отвергается на любом разумном уровне значимости
- ▶ не отвергается на 5%-ом и отвергается на 1%-ом уровне значимости
- ▶ не отвергается на 1%-ом и отвергается на 5%-ом уровне значимости

Нет!

Для проверки гипотезы о равенстве долей в двух выборках могут использоваться следующие распределения

- ▶ только χ_1^2
- ▶ только $N(0; 1)$
- ▶ $N(0; 1)$ и $F_{m,n}$
- ▶ только $F_{m,n}$
- ▶ $N(0; 1)$ и χ_1^2

Нет!

9

Доля успехов в первой выборке равна 0.55, доля успехов во второй выборке — 0.4. Количество наблюдений в выборках равно 40 и 20 соответственно. Тестовая статистика для проверки гипотезы о равенстве долей может быть равна

▶ 2.2

▶ 2.4

▶ 1.1

▶ 1.2

▶ 0.9

Нет!

Доля успехов в первой выборке равна 0.8, доля успехов во второй выборке — 0.3. Количество наблюдений в выборках 40 и 20 соответственно. Гипотеза о равенстве долей

- ▶ Гипотезу невозможно проверить
- ▶ не отвергается на 5%-ом и отвергается на 1%-ом уровне значимости
- ▶ не отвергается на 1%-ом и отвергается на 5%-ом уровне значимости
- ▶ не отвергается на любом разумном уровне значимости
- ▶ отвергается на любом разумном уровне значимости

Нет!

Для выборки X_1, \dots, X_n , имеющей нормальное распределение, проверяется гипотеза $H_0 : \sigma^2 = \sigma_0^2$ против $H_a : \sigma^2 > \sigma_0^2$. Критическая область имеет вид

- ▶ $(0, A)$, где A таково, что $\mathbb{P}(\chi_n^2 - 1 < A) = \alpha$
- ▶ $(A, +\infty)$, где A таково, что $\mathbb{P}(\chi_n^2 - 1 < A) = \alpha$
- ▶ $(-\infty, A)$, где A таково, что $\mathbb{P}(\chi_n^2 - 1 < A) = 1 - \alpha$
- ▶ $(A, +\infty)$, где A таково, что $\mathbb{P}(\chi_n^2 - 1 < A) = 1 - \alpha$
- ▶ $(0, A)$, где A таково, что $\mathbb{P}(\chi_n^2 - 1 < A) = 1 - \alpha$

Нет!

Для выборки X_1, \dots, X_n , имеющей нормальное распределение, проверяется гипотеза $H_0 : \sigma^2 = \sigma_0^2$ против $H_a : \sigma^2 < \sigma_0^2$. Критическая область имеет вид

- ▶ $(A, +\infty)$, где A таково, что $\mathbb{P}(\chi_{n-1}^2 < A) = 1 - \alpha$
- ▶ $(A, +\infty)$, где A таково, что $\mathbb{P}(\chi_{n-1}^2 < A) = \alpha$
- ▶ $(0, A)$, где A таково, что $\mathbb{P}(\chi_{n-1}^2 < A) = 1 - \alpha$
- ▶ $(A, +\infty)$, где A таково, что $\mathbb{P}(\chi_{n-1}^2 < A) = 1 - \alpha$
- ▶ $(A, +\infty)$, где A таково, что $\mathbb{P}(\chi_{n-1}^2 < A) = \alpha$

Нет!

При подбрасывании игральной кости 600 раз шестерка выпала 105 раз. Гипотеза о том, что кость правильная

- ▶ не отвергается при любом разумном значении α
- ▶ отвергается при $\alpha = 0.05$, не отвергается при $\alpha = 0.01$
- ▶ отвергается при $\alpha = 0.01$, не отвергается при $\alpha = 0.05$
- ▶ Гипотезу невозможно проверить
- ▶ отвергается при любом разумном значении α

Нет!

Величины X_1, \dots, X_n — выборка из нормально распределенной случайной величины с неизвестным математическим ожиданием и известной дисперсией. На уровне значимости α проверяется гипотеза $H_0 : \mu = \mu_0$ против $H_a : \mu \neq \mu_0$. Обозначим φ_1 и φ_2 вероятности ошибок первого и второго рода соответственно. Между параметрами задачи всегда выполнено соотношение

▶ $\varphi_2 = \alpha$

▶ $\varphi_2 = 1 - \alpha$

▶ $\varphi_1 + \varphi_2 = \alpha$

▶ $\varphi_1 = \alpha$

▶ $\varphi_1 = 1 - \alpha$

Нет!

По случайной выборке из 200 наблюдений было оценено выборочное среднее $\bar{X} = 25$ и несмещённая оценка дисперсии $\hat{\sigma}^2 = 25$. В рамках проверки гипотезы $H_0 : \mu = 20$ против $H_a : \mu > 20$ можно сделать вывод, что гипотеза H_0

- ▶ отвергается при $\alpha = 0.05$, не отвергается при $\alpha = 0.01$
- ▶ отвергается при $\alpha = 0.01$, не отвергается при $\alpha = 0.05$
- ▶ Гипотезу невозможно проверить
- ▶ не отвергается при любом разумном значении α
- ▶ отвергается при любом разумном значении α

Нет!

По выборке X_1, \dots, X_n из нормального распределения строятся по стандартным формулам доверительные интервалы для математического ожидания. Получен интервал (a_1, a_2) при известной дисперсии и интервал (b_1, b_2) при неизвестной дисперсии. Всегда справедливы следующие соотношения:

▶ $a_1 < 0, b_1 < 0, a_2 > 0, b_2 > 0$

▶ $|a_1 - b_1| = |a_2 - b_2|$

▶ $a_2 - a_1 > b_2 - b_1$

▶ $a_1 > 0, b_1 > 0, a_2 > 0, b_2 > 0$

▶ $a_2 - a_1 < b_2 - b_1$

Нет!

Величины X_1, \dots, X_n — выборка из нормального распределения. Статистика $U = \frac{5 - \bar{X}}{5/\sqrt{n}}$ применима для проверки

- ▶ гипотезы $H_0 : \mu = 5$ при известной дисперсии, равной 5, при больших n
- ▶ гипотезы $H_0 : \mu = 5$ при известной дисперсии, равной 25, только при больших n
- ▶ гипотезы $H_0 : \mu = 5$ при известной дисперсии, равной 5, при любых n
- ▶ гипотезы $H_0 : \sigma = 5$
- ▶ гипотезы $H_0 : \mu = 5$ при известной дисперсии, равной 25, при любых n

Нет!

18

Выборочная доля успехов в некотором испытании составляет 0.3. Исследователь Ромео хочет, чтобы длина двустороннего 95%-го доверительного интервала для истинной доли не превышала 0.1. Количество наблюдений, необходимых для этого, примерно равно

- ▶ 81
- ▶ 225
- ▶ 322
- ▶ 161
- ▶ 113

Нет!

Пусть X_1, \dots, X_n — выборка из нормального распределения с известной дисперсией σ^2 . Пусть $U = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}}$. Величина U^2 имеет распределение

- ▶ χ_1^2
- ▶ $\chi_n^2 - 1$
- ▶ $F_{1,n-1}$
- ▶ t_{n-1}
- ▶ t_1

Нет!

20

Дана реализация выборки: 3, 1, 2. Выборочный начальный момент первого порядка равен

☐ $14/3$

☐ 1

☐ 2

☐ 3

☐ 0

Нет!

21

Дана реализация выборки: 3, 1, 2. Несмещённая оценка дисперсии равна

☐ $1/2$

☐ 1

☐ 2

☐ $1/3$

☐ $2/3$

Нет!

Выберите НЕВЕРНОЕ утверждение про эмпирическую функцию распределения $F_n(x)$

- ▶ $F_n(x)$ имеет разрыв в каждой точке вариационного ряда
- ▶ $F_n(x)$ асимптотически нормальна
- ▶ $\mathbb{E}(F_n(x)) = F(x)$
- ▶ $F_n(x)$ является состоятельной оценкой функции распределения $F(x)$
- ▶ $F_n(x)$ является невозрастающей функцией

Нет!

Юрий Петров утверждает, что обычно посещает половину занятий по Статистике. За последние полгода из 36 занятий он не посетил ни одного. Вычислите значение критерия хи-квадрат Пирсона для гипотезы, что утверждение Юрия Петрова истинно и укажите число степеней свободы

▶ $\chi^2 = 24, df = 1$

▶ $\chi^2 = 14, df = 1$

▶ $\chi^2 = 20, df = 2$

▶ $\chi^2 = 2, df = 2$

▶ $\chi^2 = 36, df = 1$

Нет!

Производитель фломастеров попросил трёх человек оценить качество двух вида фломастеров: «Лесенка» и «Erich Krause» по 10-балльной шкале:

	Пафнутий	Андрей	Карл
Лесенка	9	7	6
Erich Krause	8	9	7

При альтернативной гипотезе о том, что Erich Krause качественнее, **точное** P -значение (P -value) статистики теста знаков равно

- ▶ $1/2$
- ▶ $1/8$
- ▶ $2/3$
- ▶ $3/8$
- ▶ $1/3$

Нет!

Производитель фломастеров попросил трёх человек оценить два вида фломастеров: «Лесенка» и «Erich Krause» по 10-балльной шкале:

	Пафнутий	Андрей	Карл
Лесенка	9	7	6
Erich Krause	8	9	7

Вычислите модуль значения статистики теста знаков. **Используя нормальную аппроксимацию**, проверьте на уровне значимости 0.1 гипотезу о том, что фломастеры имеют одинаковое качество.

- ▶ 1.65, H_0 отвергается
- ▶ 1.96, H_0 отвергается
- ▶ 0.43, H_0 не отвергается
- ▶ 0.58, H_0 отвергается
- ▶ 0.58, H_0 не отвергается

26 Нет!

Кузнец Вакула в течение 100 лет ведет статистику о прилете аистов и рождении младенцев на хуторе близ Диканьки. У него получилась следующая таблица сопряженности

	Аисты прилетали	Аисты не прилетали
Появлялся младенец	30	10
Не появлялся младенец	30	30

Укажите число степеней свободы статистики Пирсона и на уровне значимости 5% определите, зависит ли появление младенца от прилета аистов

- ▶ $df = 2$, зависит
- ▶ $df = 3$, зависит
- ▶ $df = 4$, зависит
- ▶ $df = 1$, зависит
- ▶ $df = 1$, не зависит

В коробке 50 купюр пяти различных номиналов. Случайным образом достаются две купюры. Номиналы вынимаемых купюр

- ▶ не коррелированы и не зависимы
- ▶ отрицательно коррелированы
- ▶ положительно коррелированы
- ▶ положительно коррелированы, но не зависимы
- ▶ не коррелированы, но зависимы

Нет!

Экзамен принимают два преподавателя: Злой и Добрый. Они поставили следующие оценки:

Злой	2	3	10	8	3
Добрый	6	4	7	8	

Значение статистики критерия Вилкоксона о совпадении распределений оценок равно

- ▶ 20.5
- ▶ 19
- ▶ 22.5
- ▶ 20
- ▶ 7.5

Нет!

Датчик случайных чисел выдал два значения псевдослучайных чисел: 0.5 и 0.9. Вычислите значение критерия Колмогорова и проверьте гипотезу о соответствии распределения равномерному на уровне значимости 0.1. Критическое значение статистики Колмогорова для уровня значимости 0.1 и двух наблюдений равно 0.776.

- ▶ 1.4, H_0 отвергается
- ▶ 0.9, H_0 не отвергается
- ▶ 0.9, H_0 отвергается
- ▶ 0.5, H_0 не отвергается
- ▶ 0.4, H_0 не отвергается

Нет!

Выберите НЕВЕРНОЕ утверждение про метод максимального правдоподобия (ММП):

- ▶ ММП оценки не всегда совпадают с оценками метода моментов
- ▶ ММП применим для оценивания двух и более параметров
- ▶ При выполнении технических предпосылок оценки ММП состоятельны
- ▶ Оценки ММП асимптотически нормальны $\mathcal{N}(0; 1)$
- ▶ ММП применим для зависимых случайных величин

Нет!

Если величина $\hat{\theta}$ имеет нормальное распределение $\mathcal{N}(2; 0.01^2)$, то, согласно дельта-методу, $\hat{\theta}^2$ имеет примерно нормальное распределение

- ▶ $\mathcal{N}(2; 4 \cdot 0.01^2)$
- ▶ $\mathcal{N}(4; 8 \cdot 0.01^2)$
- ▶ $\mathcal{N}(4; 4 \cdot 0.01^2)$
- ▶ $\mathcal{N}(4; 16 \cdot 0.01^2)$
- ▶ $\mathcal{N}(4; 2 \cdot 0.01^2)$

Нет!

Случайные величины X_1 , X_2 и X_3 независимы и одинаково распределены,

X_i	3	5
$\mathbb{P}(\cdot)$	p	$1 - p$

Имеется выборка из трёх наблюдений: $X_1 = 5$, $X_2 = 3$, $X_3 = 5$. Оценка неизвестного p , полученная методом максимального правдоподобия, равна:

- ▶ 2/3
- ▶ 1/2
- ▶ Метод неприменим
- ▶ 1/3
- ▶ 1/4

Случайные величины X_1 , X_2 и X_3 независимы и одинаково распределены,

X_i	3	5
$\mathbb{P}(\cdot)$	p	$1 - p$

По выборке оказалось, что $\bar{X} = 4.5$. Оценка неизвестного p , полученная методом моментов, равна:

- ▶ 1/3
- ▶ Метод неприменим
- ▶ 1/4
- ▶ 2/3
- ▶ 1/2

Нет!

Величины $X_1, X_2, \dots, X_{2016}$ независимы и одинаково распределены, $\mathcal{N}(\mu; 42)$. Оказалось, что $\bar{X} = -23$. Про оценки метода моментов, $\hat{\mu}_{MM}$, и метода максимального правдоподобия, $\hat{\mu}_{ML}$, можно утверждать, что

- ▶ $\hat{\mu}_M L < -23, \hat{\mu}_M M = -23$
- ▶ $\hat{\mu}_M L = -23, \hat{\mu}_M M > -23$
- ▶ $\hat{\mu}_M L = -23, \hat{\mu}_M M = -23$
- ▶ $\hat{\mu}_M L = -23, \hat{\mu}_M M < -23$
- ▶ $\hat{\mu}_M L > -23, \hat{\mu}_M M = -23$

Нет!

Выберите НЕВЕРНОЕ утверждение про логарифмическую функцию правдоподобия $\ell(\theta)$

- ▶ Функция $\ell(\theta)$ может иметь несколько экстремумов
- ▶ Функция $\ell(\theta)$ может принимать значения больше единицы
- ▶ Функция $\ell(\theta)$ имеет максимум при $\theta = 0$
- ▶ Функция $\ell(\theta)$ может принимать положительные значения
- ▶ Функция $\ell(\theta)$ может принимать отрицательные значения

Нет!

Величины X_1, \dots, X_n независимы и одинаково распределены, $\mathbb{E}(X_1^2) = 2\theta + 4$. По выборке из 100 наблюдений оказалось, что $\sum_{i=1}^{100} X_i^2 = 200$. Оценка метода момента, $\hat{\theta}_{MM}$, равна

- ☐ 0
- ☐ -1
- ☐ Метод неприменим
- ☐ 1
- ☐ 2

Нет!

37

По выборке из 100 наблюдений построена оценка метода максимального правдоподобия, $\hat{\theta}_{ML} = 42$. Вторая производная лог-функции правдоподобия равна $\ell''(\hat{\theta}) = -1$. Ширина 95%-го доверительного интервала для неизвестного параметра θ примерно равна

- ☐ 1
- ☐ 1/2
- ☐ 2
- ☐ 4
- ☐ 8

Нет!

Проверяется гипотеза $H_0: \theta = \gamma$ против альтернативной гипотезы $H_a: \theta \neq \gamma$, где θ и γ — два неизвестных параметра. Выберите верное утверждение о распределении статистики отношения правдоподобия, LR :

- ▶ И при H_0 , и при H_a , $LR \sim \chi_1^2$
- ▶ И при H_0 , и при H_a , $LR \sim \chi_2^2$
- ▶ Если верна H_a , то $LR \sim \chi_1^2$
- ▶ Если верна H_0 , то $LR \sim \chi_1^2$
- ▶ Если верна H_a , то $LR \sim \chi_2^2$

Нет!

По 100 наблюдениям получена оценка метода максимального правдоподобия, $\hat{\theta} = 20$, также известны значения лог-функции правдоподобия $\ell(20) = -10$ и $\ell(0) = -50$. С помощью критерия отношения правдоподобия, LR , проверьте гипотезу $H_0: \theta = 0$ против $H_0: \theta \neq 0$ на уровне значимости 5%.

- ▶ Критерий неприменим
- ▶ $LR = 60$, H_0 не отвергается
- ▶ $LR = 40$, H_0 не отвергается
- ▶ $LR = 80$, H_0 отвергается
- ▶ $LR = 40$, H_0 отвергается

Нет!

Пусть $X = (X_1, \dots, X_n)$ — случайная выборка из биномиального распределения $Bi(5, p)$. Известно, что $\mathbb{P}(X = x) = C_n^x p^x (1 - p)^{n-x}$. Информация Фишера $I_n(p)$ равна:

☐ $\frac{5n}{p(1-p)}$

☐ $\frac{p(1-p)}{5n}$

☐ $\frac{5p(1-p)}{n}$

☐ $\frac{n}{5p(1-p)}$

☐ $\frac{n}{p(1-p)}$

Нет!

41

Пусть $X = (X_1, \dots, X_n)$ — случайная выборка из экспоненциального распределения с плотностью

$$f(x; \theta) = \begin{cases} \frac{1}{\theta} \exp(-\frac{x}{\theta}) & \text{при } x \geq 0, \\ 0 & \text{при } x < 0. \end{cases}$$

Информация Фишера $I_n(p)$ равна:

☐ $n\theta^2$

☐ $\frac{\theta^2}{n}$

☐ $\frac{\theta}{n}$

☐ $\frac{n}{\theta^2}$

☐ $\frac{n}{\theta}$

Нет!

42

Пусть $X = (X_1, \dots, X_n)$ — случайная выборка из равномерного на $(0, \theta)$ распределения. При каком значении константы c оценка $\hat{\theta} = c\bar{X}$ является несмещённой?

☐ 2☐ n ☐ $\frac{1}{2}$ ☐ 1☐ $\frac{1}{n}$

Нет!

43

Пусть $X = (X_1, \dots, X_n)$ — случайная выборка из биномиального распределения $Bi(5, p)$. При каком значении константы c оценка $\hat{p} = c\bar{X}$ является несмещённой?

☐ 1

☐ $\frac{1}{5}$

☐ 5

☐ n

☐ $\frac{1}{n}$

Нет!

Последовательность оценок $\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2, \dots$ называется состоятельной, если

- ▶ $P(|\hat{\theta}_n - \theta| > t) \rightarrow 0$ для всех $t > 0$
- ▶ $\mathbb{E}(\hat{\theta}_n) \rightarrow \theta$
- ▶ $\text{Var}(\hat{\theta}_n) \geq \text{Var}(\hat{\theta}_n + 1)$
- ▶ $\text{Var}(\hat{\theta}_n) \rightarrow 0$
- ▶ $\mathbb{E}(\hat{\theta}_n) = \theta$

Нет!

Пусть $X = (X_1, \dots, X_n)$ — случайная выборка из распределения с плотностью

$$f(x; \theta) = \begin{cases} \frac{1}{\theta} \exp(-\frac{x}{\theta}) & \text{при } x \geq 0, \\ 0 & \text{при } x < 0. \end{cases}$$

При каком значении константы c оценка $\hat{\theta} = c\bar{X}$ является несмещённой?

☐ $\frac{1}{n}$

☐ 1

☐ n

☐ $\frac{n}{n+1}$

☐ $\frac{n+1}{n}$

Нет!

Пусть $X = (X_1, \dots, X_n)$ — случайная выборка из равномерного на $(0, 2\theta)$ распределения. Оценка $\hat{\theta} = X_1$

- ▶ Эффективная
- ▶ Нелинейная
- ▶ Асимптотически нормальная
- ▶ Несмещённая
- ▶ Состоятельная

Нет!

Пусть $X = (X_1, \dots, X_n)$ — случайная выборка. Случайные величины X_1, \dots, X_n имеют дискретное распределение, которое задано при помощи таблицы

X_i	-3	0	2
\mathbb{P}_{X_i}	$\frac{2}{3} - \theta$	$\frac{1}{3}$	θ

При каком значении константы c оценка $\hat{\theta}_n = c(\bar{X} + 2)$ является несмещённой?

- ☐ 1
- ☐ 3
- ☐ 5
- ☐ $\frac{1}{3}$
- ☐ $\frac{1}{5}$

Пусть $X = (X_1, \dots, X_n)$ — случайная выборка. Случайные величины X_1, \dots, X_n имеют дискретное распределение, которое задано при помощи таблицы

X_i	-4	0	3
\mathbb{P}_{X_i}	$\frac{3}{4} - \theta$	$\frac{1}{4}$	θ

При каком значении константы c оценка $\hat{\theta}_n = c(\bar{X} + 3)$ является несмещённой?

☐ 6

☐ $\frac{1}{4}$

☐ 4

☐ 1

☐ $\frac{1}{6}$

Нет!

Пусть $X = (X_1, \dots, X_n)$ — случайная выборка и $I_n(\theta)$ — информация Фишера. Тогда несмещённая оценка $\hat{\theta}$ называется эффективной, если

▶ $I^{-1}_n(\theta) \leq \text{Var}(\hat{\theta})$

▶ $I^{-1}_n(\theta) \geq \text{Var}(\hat{\theta})$

▶ $\text{Var}(\hat{\theta}) \cdot I_n(\theta) = 1$

▶ $\text{Var}(\hat{\theta}) \leq I_n(\theta)$

▶ $\text{Var}(\hat{\theta}) = I_n(\theta)$

Нет!

Пусть $X = (X_1, \dots, X_n)$ — случайная выборка и $\ell(\theta) = \ell(X_1, \dots, X_n; \theta)$ — логарифмическая функция правдоподобия. Тогда информация Фишера $I_n(\theta)$ равна

▶ $-\mathbb{E} \left(\frac{\partial \ell(\theta)}{\partial \theta} \right)$

▶ $-\mathbb{E} \left(\frac{\partial^2 \ell(\theta)}{\partial \theta^2} \right)$

▶ $\mathbb{E} \left(\frac{\partial \ell(\theta)}{\partial \theta} \right)$

▶ $\mathbb{E} \left(\frac{\partial^2 \ell(\theta)}{\partial \theta^2} \right)$

▶ $-\mathbb{E} \left(\left(\frac{\partial \ell(\theta)}{\partial \theta} \right)^2 \right)$

Нет!

Пусть $X = (X_1, \dots, X_n)$ — случайная выборка и $\ell(\theta) = \ell(X_1, \dots, X_n; \theta)$ — логарифмическая функция правдоподобия. Тогда информация Фишера $I_n(\theta)$ равна

▶ $-\mathbb{E} \left(\frac{\partial \ell(\theta)}{\partial \theta} \cdot \frac{\partial \ell(\theta)}{\partial \theta} \right)$

▶ $\mathbb{E} \left(\frac{\partial^2 \ell(\theta)}{\partial \theta^2} \right)$

▶ $-\mathbb{E} \left(\frac{\partial \ell(\theta)}{\partial \theta} \right)$

▶ $\mathbb{E} \left(\frac{\partial \ell(\theta)}{\partial \theta} \right)$

▶ $\mathbb{E} \left(\left(\frac{\partial \ell(\theta)}{\partial \theta} \right)^2 \right)$

Нет!