

Доверительные интервалы



План

- Что такое доверительный интервал
- Асимптотические доверительные интервалы
- Точные доверительные интервалы для нормальных выборок
- Как построить точный доверительный интервал для любого распределения



Что такое доверительный интервал



Схема математической статистики

Выборка: x_1, \dots, x_n Параметр: θ

$\hat{\theta}$



Как оценить

- Метод моментов
- Метод максимального правдоподобия

Хорошие свойства

- Несмещенная
- Состоятельная
- Эффективная

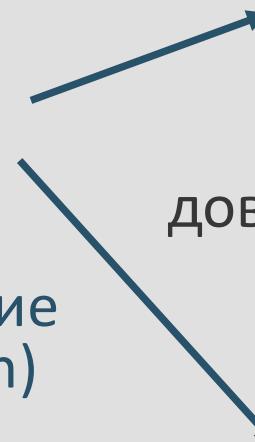
Союзники

Асимптотические
(при большом n)

- ЦПТ
- Дельта-метод

Точные

- Теорема Фишера
- $\chi_n^2, t_n, F_{n,k}$
- Ещё союзники!



Точность
оценки,
прогнозов

доверительные
интервалы

Ответы на
вопросы
проверка
гипотез



Схема математической статистики

Выборка: x_1, \dots, x_n Параметр: θ

$\hat{\theta}$

$f_{\hat{\theta}}(t)$

Как оценить

- Метод моментов
- Метод максимального правдоподобия

Хорошие свойства

- Несмешенная
- Состоятельная
- Эффективная

Союзники

Асимптотические
(при большом n)

- ЦПТ
- Дельта-метод

Точные

- Теорема Фишера
- $\chi_n^2, t_n, F_{n,k}$
- Ещё союзники!

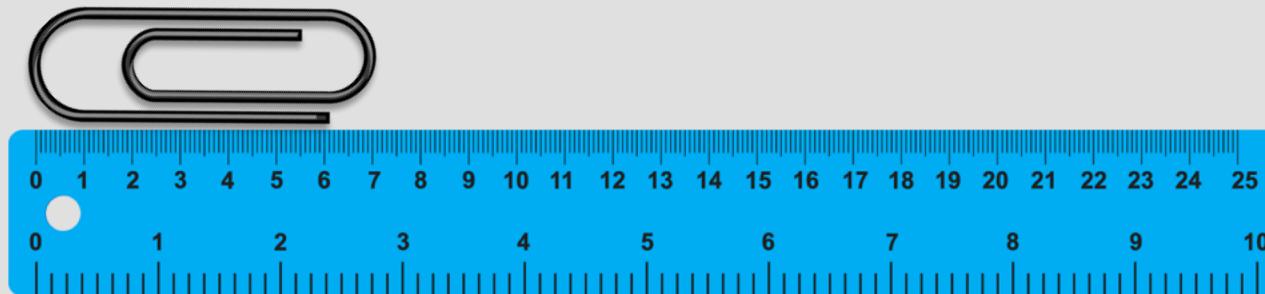


Ответы на
вопросы
проверка
гипотез



Зачем нужны доверительные интервалы

Надо измерить длину скрепки. Её длина 7 см, но мы не знаем наверняка, так как деления на линейке недостаточно точны



- Измерение делается с точностью, которую допускает линейка
- Длина скрепки 7 ± 0.1 см
- При дальнейших расчётах мы должны учитывать погрешность измерения



Предсказательный интервал

- Случайная величина $X \sim F(x)$
- Предсказательный интервал порядка $1 - \alpha$:

$$\mathbb{P}\left(X_{\frac{\alpha}{2}} \leq X \leq X_{1-\frac{\alpha}{2}}\right) = 1 - \alpha$$

- Для $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ предсказательным интервалом будет

$$\mathbb{P}\left(\mu - z_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \sigma \leq X \leq \mu + z_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \sigma\right) = 1 - \alpha$$



Границы предсказательного интервала – константы, случайная величина лежит между ними



Предсказательный интервал

- $\bar{x} \sim N\left(\mu, \frac{\hat{\sigma}^2}{n}\right) \Rightarrow$ предсказательный интервал для \bar{X} :

$$\mathbb{P}\left(\mu - z_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{n}} \leq \bar{x} \leq \mu + z_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{n}}\right) = 1 - \alpha$$

- Доверительный интервал для μ :

$$\mathbb{P}\left(\bar{x} - z_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{n}} \leq \mu \leq \bar{x} + z_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{n}}\right) = 1 - \alpha$$



Границы доверительного интервала –
случайные величины, мы пытаемся получить
их по выборке



Доверительный интервал

Интервал $[\theta_L; \theta_U]$ называется **доверительным интервалом** для параметра θ , с уровнем доверия $1 - \alpha$, если при бесконечном повторении эксперимента в $100 \cdot (1 - \alpha)$ процентах случаев этот интервал будет накрывать истинное значение параметра θ

Величину α называют **уровнем значимости**

- ! Если мы много раз измеряем скрепку, то с вероятностью $1 - \alpha$ наш доверительный интервал покрывает её истинную длину



Зачем нужны доверительные интервалы

- Точечная оценка делается по случайной выборке ⇒ неопределённость
- Нужно делать выводы в каком-то диапазоне
- Доверительный интервал показывают, насколько мы уверены в точечной оценке



На практике пытаются построить наиболее короткий доверительный интервал



Зачем нужны доверительные интервалы

Антон:

С вероятностью 95% среднее лежит между 1 и 20

Ширина: 19

Наташа:

С вероятностью 95% среднее лежит между 17 и 23

Ширина: 6

- ! У обоих интервалов надёжность 95% (ошибка в 5% случаев), но разная точность. Наташин интервал уже, то есть точнее.



Зачем нужны доверительные интервалы

Многие метрики, интересные бизнесу, считаются по случайным выборкам, хочется знать, в каком диапазоне они изменяются.

Запасы полезных ископаемых оценивают по образцам пород (случайная выборка). Инвесторам хочется знать объём запасов в лучшем и в худшем случаях, а не только в среднем.

Обычно доверительные интервалы строят для прогнозов.



Асимптотические доверительные интервалы



Схема математической статистики

Выборка: x_1, \dots, x_n Параметр: θ

$\hat{\theta}$



Как оценить

- Метод моментов
- Метод максимального правдоподобия

Хорошие свойства

- Несмещенная
- Состоятельная
- Эффективная

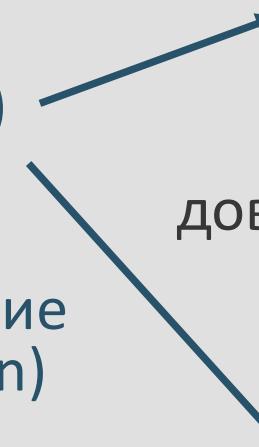
Союзники

Асимптотические
(при большом n)

- ЦПТ
- Дельта-метод

Точные

- Теорема Фишера
- $\chi^2_n, t_n, F_{n,k}$
- Ещё союзники!



Точность
оценки,
прогнозов

доверительные
интервалы

Ответы на
вопросы
проверка
гипотез



Схема математической статистики

Выборка: x_1, \dots, x_n Параметр: θ

$\hat{\theta}$

$f_{\hat{\theta}}(t)$

Как оценить

- Метод моментов
- Метод максимального правдоподобия

Хорошие свойства

- Несмещенная
- Состоятельная
- Эффективная

Союзники

Асимптотические
(при большом n)

- ЦПТ
- Дельта-метод

Точные

- Теорема Фишера
- $\chi_n^2, t_n, F_{n,k}$
- Ещё союзники!

Точность
оценки,
прогнозов

доверительные
интервалы

Ответы на
вопросы
проверка
гипотез



Асимптотический интервал для среднего

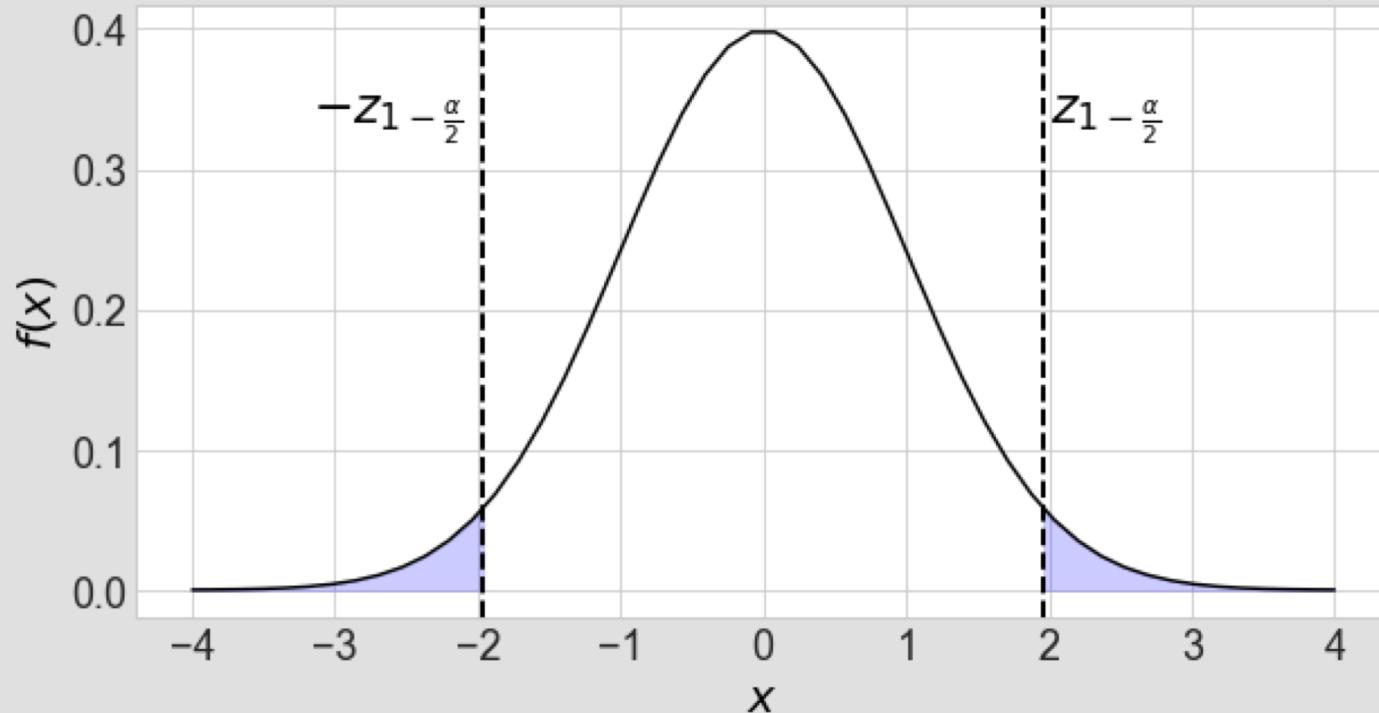
- ЦПТ позволяет построить доверительный интервал для любого среднего
 - Наблюдаем X_1, \dots, X_n
 - Предполагаем: X_i независимы и одинаково распределены, число наблюдений n велико, нет выбросов



Асимптотический интервал для среднего

Можно зафиксировать любую надежность $1 - \alpha$
и построить доверительный интервал:

$$\mathbb{P}\left(-z_{1-\frac{\alpha}{2}} \leq \frac{\bar{x} - \mu}{\sqrt{\hat{\sigma}^2/n}} \leq z_{1-\frac{\alpha}{2}}\right) = 1 - \alpha$$



Асимптотический интервал для среднего

$$\mathbb{P}\left(-z_{1-\frac{\alpha}{2}} \leq \frac{\bar{x} - \mu}{\sqrt{\hat{\sigma}^2/n}} \leq z_{1-\frac{\alpha}{2}}\right) = 1 - \alpha$$

$$\mathbb{P}\left(\bar{x} - z_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \leq \mu \leq \bar{x} + z_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right) = 1 - \alpha$$

$$\mathbb{P}\left(\bar{x} - z_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{n}} \leq \mu \leq \bar{x} + z_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{n}}\right) = 1 - \alpha$$

Почему можно заменить σ на $\hat{\sigma}$?



Почему можно заменить σ на $\hat{\sigma}$

По ЦПТ: $\frac{\bar{x} - \mu}{\sqrt{\frac{\sigma^2}{n}}} \xrightarrow{d} N(0,1)$ при $n \rightarrow \infty$

$\frac{\sqrt{\frac{\hat{\sigma}^2}{n}}}{\sqrt{\frac{\sigma^2}{n}}} \cdot \frac{\bar{x} - \mu}{\sqrt{\frac{\hat{\sigma}^2}{n}}} \xrightarrow{d} N(0,1)$ при $n \rightarrow \infty$



Почему можно заменить σ на $\hat{\sigma}$

По ЦПТ: $\frac{\bar{x} - \mu}{\sqrt{\frac{\sigma^2}{n}}} \xrightarrow{d} N(0,1)$ при $n \rightarrow \infty$

$\frac{\sqrt{\frac{\hat{\sigma}^2}{n}}}{\sqrt{\frac{\sigma^2}{n}}} \cdot \frac{\bar{x} - \mu}{\sqrt{\frac{\hat{\sigma}^2}{n}}} \xrightarrow{d} N(0,1)$ при $n \rightarrow \infty$



Почему можно заменить σ на $\hat{\sigma}$

По ЦПТ: $\frac{\bar{x} - \mu}{\sqrt{\frac{\sigma^2}{n}}} \xrightarrow{d} N(0,1)$ при $n \rightarrow \infty$

$$\frac{\sqrt{\frac{\hat{\sigma}^2}{n}}}{\sqrt{\frac{\sigma^2}{n}}} \cdot \frac{\bar{x} - \mu}{\sqrt{\frac{\hat{\sigma}^2}{n}}} \xrightarrow{d} N(0,1) \text{ при } n \rightarrow \infty$$

Так как $\hat{\sigma}^2$ состоятельная оценка для σ^2 , $\hat{\sigma}^2 \xrightarrow{p} \sigma^2$



Почему можно заменить σ на $\hat{\sigma}$

По ЦПТ: $\frac{\bar{x} - \mu}{\sqrt{\frac{\sigma^2}{n}}} \xrightarrow{d} N(0,1)$ при $n \rightarrow \infty$

$$\left[\frac{\sqrt{\frac{\hat{\sigma}^2}{n}}}{\sqrt{\frac{\sigma^2}{n}}} \cdot \frac{\bar{x} - \mu}{\sqrt{\frac{\hat{\sigma}^2}{n}}} \right] \xrightarrow{d} N(0,1) \text{ при } n \rightarrow \infty$$

$\xrightarrow{p} 1$

Так как $\hat{\sigma}^2$ состоятельная оценка для σ^2 , $\hat{\sigma}^2 \xrightarrow{p} \sigma^2$



Почему можно заменить σ на $\hat{\sigma}$

По ЦПТ: $\frac{\bar{x} - \mu}{\sqrt{\frac{\sigma^2}{n}}} \xrightarrow{d} N(0,1)$ при $n \rightarrow \infty$

$$\left[\frac{\sqrt{\frac{\hat{\sigma}^2}{n}}}{\sqrt{\frac{\sigma^2}{n}}} \cdot \frac{\bar{x} - \mu}{\sqrt{\frac{\hat{\sigma}^2}{n}}} \right] \xrightarrow{d} N(0,1) \text{ при } n \rightarrow \infty$$

$$\xrightarrow{p} 1 \quad \xrightarrow{d} 1$$

Так как $\hat{\sigma}^2$ состоятельная оценка для σ^2 , $\hat{\sigma}^2 \xrightarrow{p} \sigma^2$



Почему можно заменить σ на $\hat{\sigma}$

По ЦПТ:
$$\frac{\bar{x} - \mu}{\sqrt{\frac{\sigma^2}{n}}} \xrightarrow{d} N(0,1) \text{ при } n \rightarrow \infty$$

$1 \cdot \frac{\bar{x} - \mu}{\sqrt{\frac{\hat{\sigma}^2}{n}}} \xrightarrow{d} N(0,1) \text{ при } n \rightarrow \infty$

Получается, что при замене дисперсии на её оценку, предельное распределение не меняется.



Почему можно заменить σ на $\hat{\sigma}$

По ЦПТ: $\frac{\bar{x} - \mu}{\sqrt{\frac{\sigma^2}{n}}} \xrightarrow{d} N(0,1)$ при $n \rightarrow \infty$

$1 \cdot \frac{\bar{x} - \mu}{\sqrt{\frac{\hat{\sigma}^2}{n}}} \xrightarrow{d} N(0,1)$ при $n \rightarrow \infty$

Получается, что при замене дисперсии на её оценку, предельное распределение не меняется.

$$\mathbb{P}\left(\bar{x} - z_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{n}} \leq \mu \leq \bar{x} + z_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{n}}\right) = 1 - \alpha$$



Дельта-метод

Если:

$$X_1, \dots, X_n \sim iid, \quad \mathbb{E}(X_1) = \mu, Var(X_1) = \sigma^2$$

$g(t)$ – дифференцируемая функция

Тогда:

$$g(\bar{x}) \sim N\left(g(\mu), \frac{\sigma^2}{n} \cdot g'(\mu)^2\right)$$

Обобщение ЦПТ на случай функции от среднего.



Асимптотический интервал для дисперсии

Выборочную дисперсию можно выразить через средние

$$s^2 = \frac{n}{n-1} \cdot \hat{\sigma}^2 = \frac{n}{n-1} (\bar{x}^2 - \bar{x}^2)$$

Немного поупражнявшись с ЦПТ и сходимостями можно получить асимптотическое распределение для выборочной дисперсии:

$$s^2 \sim N\left(\sigma^2, \frac{\mu_4 - \sigma^4}{n}\right), \quad \mu_4 = \mathbb{E}[(X_i - \mu)^4]$$

Оно может быть использовано для строительства доверительных интервалов

- ▶ <https://www.stat.umn.edu/geyer/s06/5102/notes/ci.pdf>



Резюме

- Доверительный интервал помогает понять, насколько надёжной получилась точечная оценка
- При большой выборке без выбросов ЦПТ помогает построить асимптотический доверительный интервал для любой функции от среднего
- Если наблюдений мало, нужны другие союзники



Точные доверительные интервалы для нормальных выборок



Схема математической статистики

Выборка: x_1, \dots, x_n Параметр: θ

$\hat{\theta}$



Как оценить

- Метод моментов
- Метод максимального правдоподобия

Хорошие свойства

- Несмещенная
- Состоятельная
- Эффективная

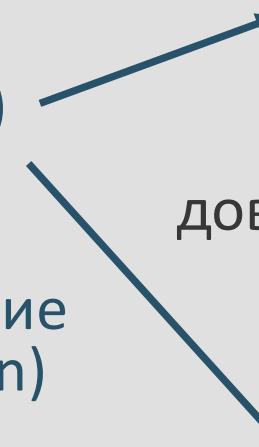
Союзники

Асимптотические
(при большом n)

- ЦПТ
- Дельта-метод

Точные

- Теорема Фишера
- $\chi^2_n, t_n, F_{n,k}$
- Ещё союзники!



Точность
оценки,
прогнозов

доверительные
интервалы

Ответы на
вопросы
проверка
гипотез



Схема математической статистики

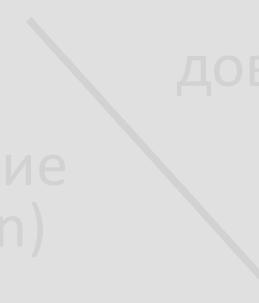
Выборка: x_1, \dots, x_n Параметр: θ

$\hat{\theta}$

$f_{\hat{\theta}}(t)$



Точность
оценки,
прогнозов



доверительные
интервалы

Как оценить

- Метод моментов
- Метод максимального правдоподобия

Союзники

Асимптотические
(при большом n)

- ЦПТ
- Дельта-метод

Хорошие свойства

- Несмещенная
- Состоятельная
- Эффективная

Точные

- Теорема Фишера
- $\chi_n^2, t_n, F_{n,k}$
- Ещё союзники!

Ответы на
вопросы
проверка
гипотез



Точные доверительные интервалы для нормальных выборок: средние



Доверительные интервалы для нормального

$$X_1, \dots, X_n \sim iid N(\mu, \sigma^2)$$



Строим
доверительный
интервал для μ :

σ^2 известна

σ^2 неизвестна

Строим доверительный
интервал для σ^2 :

μ известно

μ неизвестно



Доверительные интервалы для нормального

$$X_1, \dots, X_n \sim iid N(\mu, \sigma^2)$$



Строим
доверительный
интервал для μ :

σ^2 известна

σ^2 неизвестна

Строим доверительный
интервал для σ^2 :

μ известно

μ неизвестно



Дисперсия известна

$X_1, \dots, X_n \sim iid N(\mu, \sigma^2)$, σ^2 известна

Известно, что распределение точное, ЦПТ использовать не нужно

Пример: Измеряем что-то, знаем погрешность прибора

$$\hat{\mu} = \bar{x} = \frac{X_1 + \dots + X_n}{n} \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right)$$

Распределение точное, сумма нормальных случайных величин – нормальна.



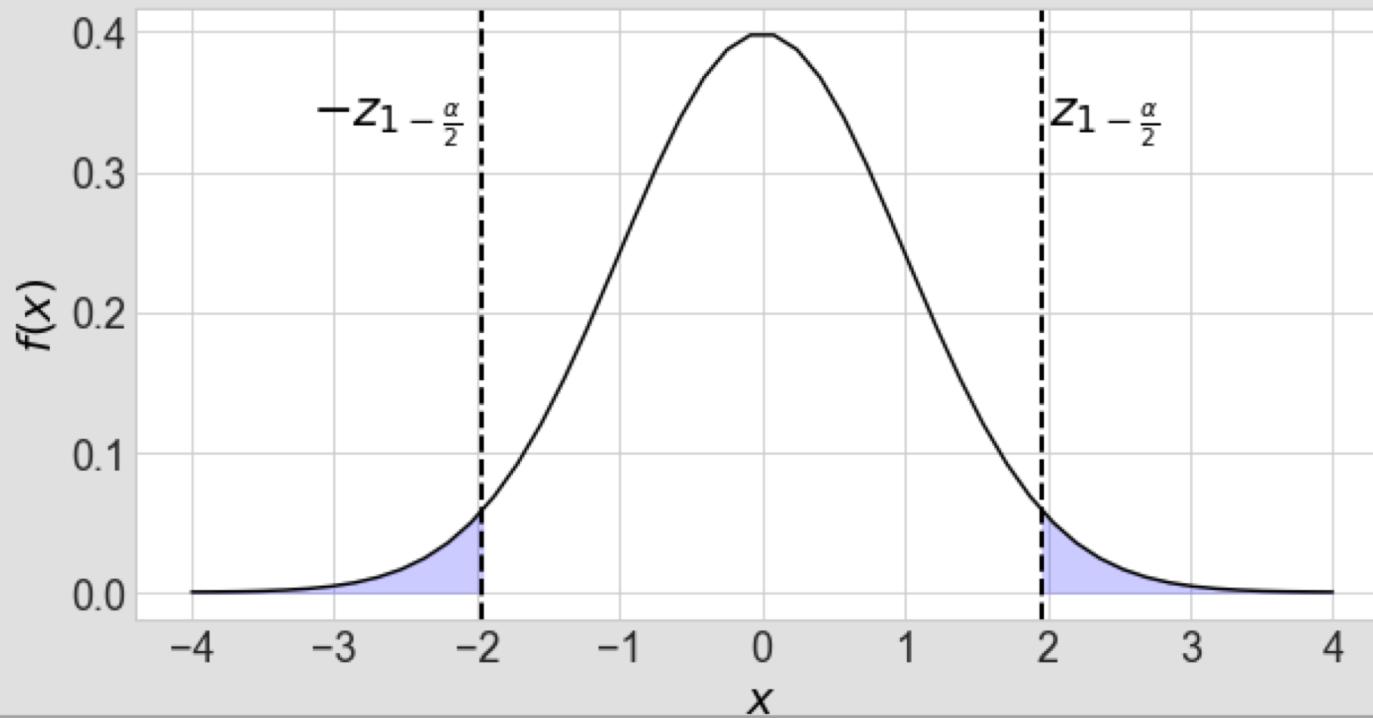
Дисперсия известна

$X_1, \dots, X_n \sim iid N(\mu, \sigma^2)$, σ^2 известна

$$\bar{x} \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right)$$

↔

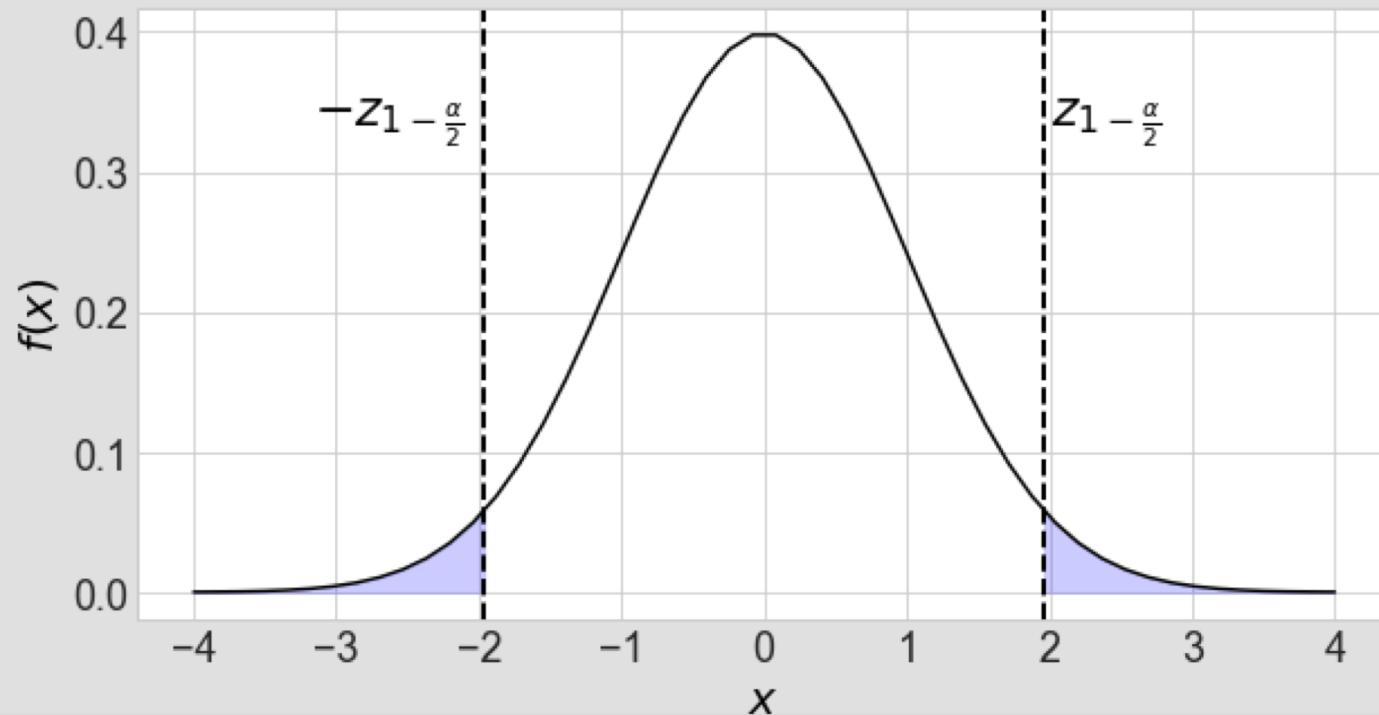
$$\frac{\bar{X} - \mu}{\sqrt{\frac{\sigma^2}{n}}} \sim N(0, 1)$$



Дисперсия известна

Доверительный интервал строится по аналогии с асимптотикой, но является точным:

$$P\left(\bar{x} - z_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \leq \mu \leq \bar{x} + z_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right) = 1 - \alpha$$



Дисперсия неизвестна

$X_1, \dots, X_n \sim iid N(\mu, \sigma^2), \quad \sigma^2$ **не**известна

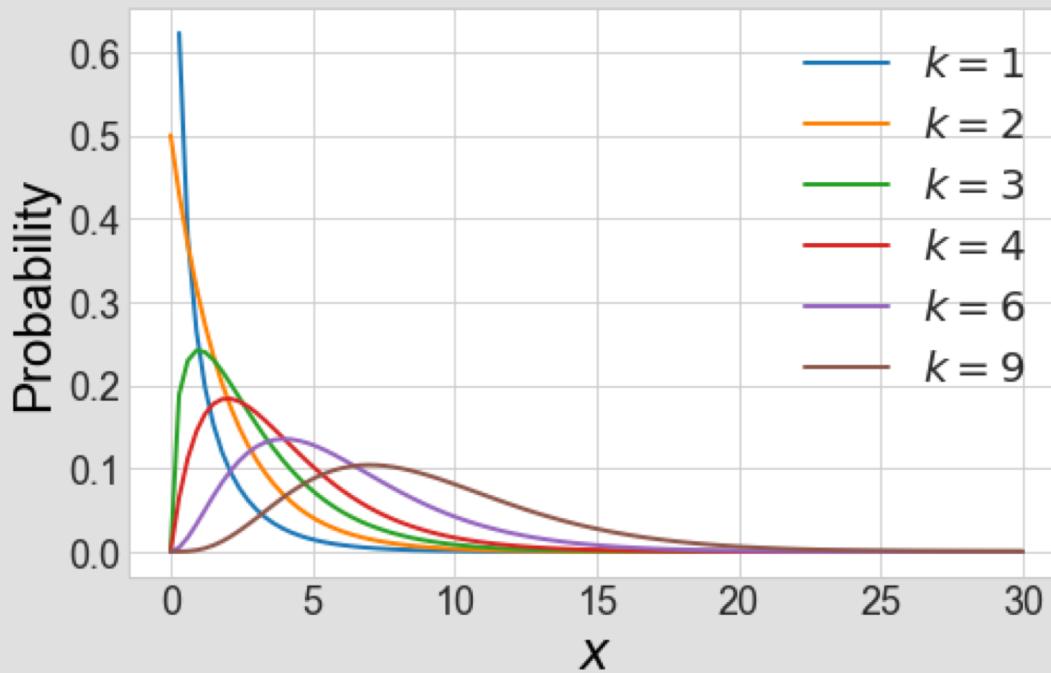
$$\hat{\mu} = \bar{x} \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right)$$

~~$$\hat{\mu} = \bar{x} \sim N\left(\mu, \frac{s^2}{n}\right)$$~~

$$\frac{\bar{x} - \mu}{\sqrt{\frac{s^2}{n}}} \sim ???$$



Союзники: распределение хи-квадрат



$X_1, \dots, X_k \sim iid N(0,1)$

$$Y = X_1^2 + \dots + X_k^2 \sim \chi_k^2$$

Из-за квадратов
принимает только
положительные
значения

Плотность:

$$f(x) = \frac{1}{\frac{k}{2} \cdot \Gamma\left(\frac{k}{2}\right)} \cdot x^{\frac{k}{2}-1} \cdot e^{-\frac{x}{2}}, x \geq 0$$

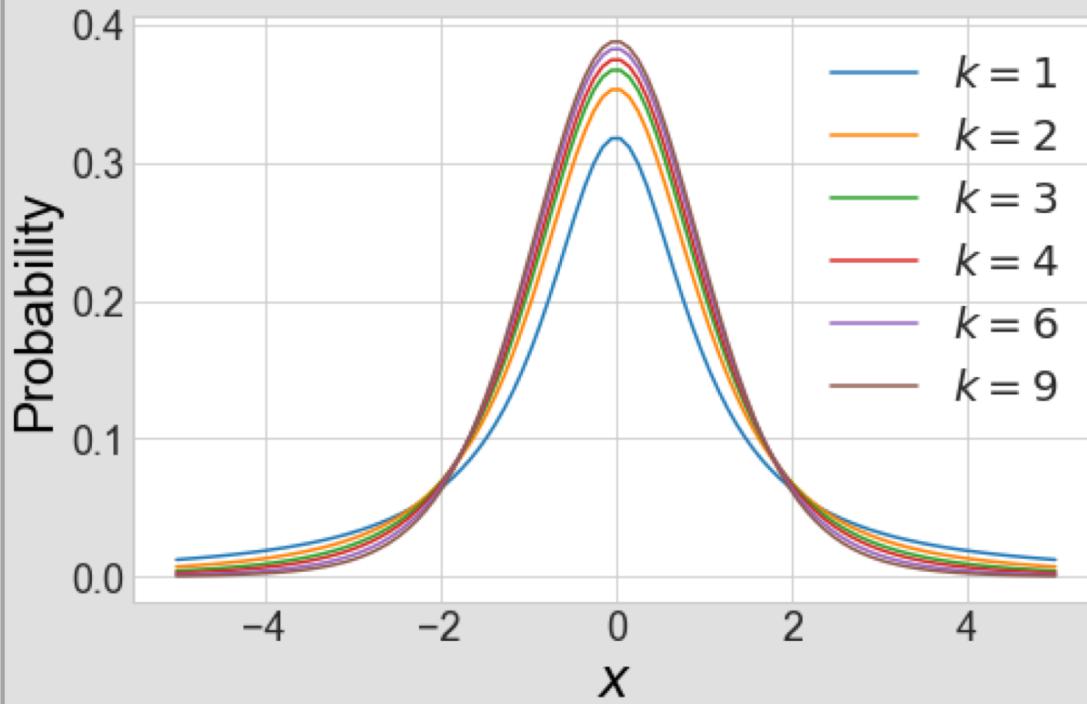
Характеристики:

$$\mathbb{E}(X) = k$$

$$Var(X) = 2k$$



Союзники: распределение Стьюдента



$X_0 \sim N(0,1)$, $Y \sim \chi_k^2$,

$$Z = \frac{X_0}{\sqrt{Y/k}} \sim t(k)$$

Плотность:

$$f(x) = \frac{\Gamma\left(\frac{k+1}{2}\right)}{\sqrt{\pi k} \cdot \Gamma\left(\frac{k}{2}\right)} \cdot \left(1 + \frac{x^2}{k}\right)^{-\frac{k+1}{2}}$$

Характеристики:

$$\mathbb{E}(Z) = 0$$

$$\text{Var}(Z) = \frac{k}{k-2}, k > 2$$



Союзники: теорема Фишера

Теорема:

Пусть $X_1, \dots, X_n \sim iid N(0,1)$, тогда

1. Выборочное среднее \bar{x} и дисперсия s^2 независимы
2. $\frac{(n-1) \cdot s^2}{\sigma^2}$ имеет χ^2 – распределение с $n - 1$ степенью свободы



Дисперсия неизвестна

$X_1, \dots, X_n \sim iid N(\mu, \sigma^2), \quad \sigma^2$ **неизвестна**

$$\frac{\bar{x} - \mu}{\sqrt{\frac{s^2}{n}}}$$

Надо заменить на σ^2 , чтобы получить нормальное



Дисперсия неизвестна

$X_1, \dots, X_n \sim iid N(\mu, \sigma^2), \quad \sigma^2$ **неизвестна**

$$\frac{\bar{x} - \mu}{\sqrt{\frac{s^2}{n}}} = \frac{\bar{x} - \mu}{\sqrt{\frac{s^2}{n}}} \cdot \frac{\sqrt{\frac{\sigma^2}{(n-1)}}}{\sqrt{\frac{\sigma^2}{(n-1)}}}$$



Дисперсия неизвестна

$X_1, \dots, X_n \sim iid N(\mu, \sigma^2), \quad \sigma^2$ неизвестна

$$\frac{\bar{x} - \mu}{\sqrt{\frac{s^2}{n}}} = \frac{\bar{x} - \mu}{\sqrt{\frac{s^2}{n}}} \cdot \frac{\sqrt{\frac{\sigma^2}{(n-1)}}}{\sqrt{\frac{\sigma^2}{(n-1)}}} = \frac{\bar{x} - \mu}{\sqrt{\frac{\sigma^2}{n}}} \cdot \frac{\sqrt{\frac{\sigma^2}{(n-1)}}}{\sqrt{\frac{s^2}{(n-1)}}}$$



Дисперсия неизвестна

$X_1, \dots, X_n \sim iid N(\mu, \sigma^2), \quad \sigma^2$ неизвестна

$$\frac{\bar{x} - \mu}{\sqrt{\frac{s^2}{n}}} = \frac{\bar{x} - \mu}{\sqrt{\frac{s^2}{n}}} \cdot \sqrt{\frac{\sigma^2}{(n-1)}} = \boxed{\frac{\bar{x} - \mu}{\sqrt{\frac{\sigma^2}{n}}}} \cdot \boxed{\sqrt{\frac{\sigma^2}{(n-1)}}}$$

$N(0, 1)$?



Дисперсия неизвестна

$X_1, \dots, X_n \sim iid N(\mu, \sigma^2), \quad \sigma^2$ **неизвестна**

$$\frac{\sqrt{\frac{\sigma^2}{(n-1)}}}{\sqrt{\frac{s^2}{(n-1)}}} = \frac{1}{\sqrt{\frac{(n-1) \cdot s^2}{(n-1) \cdot \sigma^2}}}$$



Дисперсия неизвестна

$X_1, \dots, X_n \sim iid N(\mu, \sigma^2), \quad \sigma^2$ **неизвестна**

$$\frac{\sqrt{\frac{\sigma^2}{(n-1)}}}{\sqrt{\frac{s^2}{(n-1)}}} = \frac{1}{\sqrt{\frac{(n-1) \cdot s^2}{(n-1) \cdot \sigma^2}}} = \frac{1}{\sqrt{\frac{(n-1) \cdot s^2}{\sigma^2} / (n-1)}}$$



Дисперсия неизвестна

$X_1, \dots, X_n \sim iid N(\mu, \sigma^2), \quad \sigma^2$ **неизвестна**

$$\frac{\sqrt{\frac{\sigma^2}{(n-1)}}}{\sqrt{\frac{s^2}{(n-1)}}} = \frac{1}{\sqrt{\frac{(n-1) \cdot s^2}{(n-1) \cdot \sigma^2}}} = \frac{1}{\sqrt{\frac{(n-1) \cdot s^2}{\sigma^2}}/(n-1)} = \chi_{n-1}^2$$

По теореме Фишера
(работает только для
нормальных выборок)



Дисперсия неизвестна

$X_1, \dots, X_n \sim iid N(\mu, \sigma^2), \quad \sigma^2$ **неизвестна**

$$\frac{\sqrt{\frac{\sigma^2}{(n-1)}}}{\sqrt{\frac{s^2}{(n-1)}}} = \frac{1}{\sqrt{\frac{(n-1) \cdot s^2}{(n-1) \cdot \sigma^2}}} = \boxed{\frac{1}{\sqrt{\frac{(n-1) \cdot s^2}{\sigma^2} / (n-1)}}}$$

$$\sqrt{\frac{1}{\frac{\chi_{n-1}^2}{n-1}}}$$



Дисперсия неизвестна

$X_1, \dots, X_n \sim iid N(\mu, \sigma^2), \quad \sigma^2$ неизвестна

$$\frac{\bar{x} - \mu}{\sqrt{\frac{s^2}{n}}} = \frac{\bar{x} - \mu}{\sqrt{\frac{s^2}{n}}} \cdot \sqrt{\frac{\sigma^2}{(n-1)}} = \boxed{\frac{\bar{x} - \mu}{\sqrt{\frac{\sigma^2}{n}}}} \cdot \boxed{\sqrt{\frac{\sigma^2}{(n-1)}}}$$

$N(0, 1)$

$$\sqrt{\frac{1}{\frac{\chi_{n-1}^2}{n-1}}}$$



Дисперсия неизвестна

$X_1, \dots, X_n \sim iid N(\mu, \sigma^2), \quad \sigma^2$ **неизвестна**

$$\frac{\bar{x} - \mu}{\sqrt{\frac{s^2}{n}}} = \frac{\bar{x} - \mu}{\sqrt{\frac{s^2}{n}}} \cdot \frac{\sqrt{\frac{\sigma^2}{(n-1)}}}{\sqrt{\frac{\sigma^2}{(n-1)}}} = \boxed{\frac{\bar{x} - \mu}{\sqrt{\frac{\sigma^2}{n}}} \cdot \frac{\sqrt{\frac{\sigma^2}{(n-1)}}}{\sqrt{\frac{s^2}{(n-1)}}}}$$

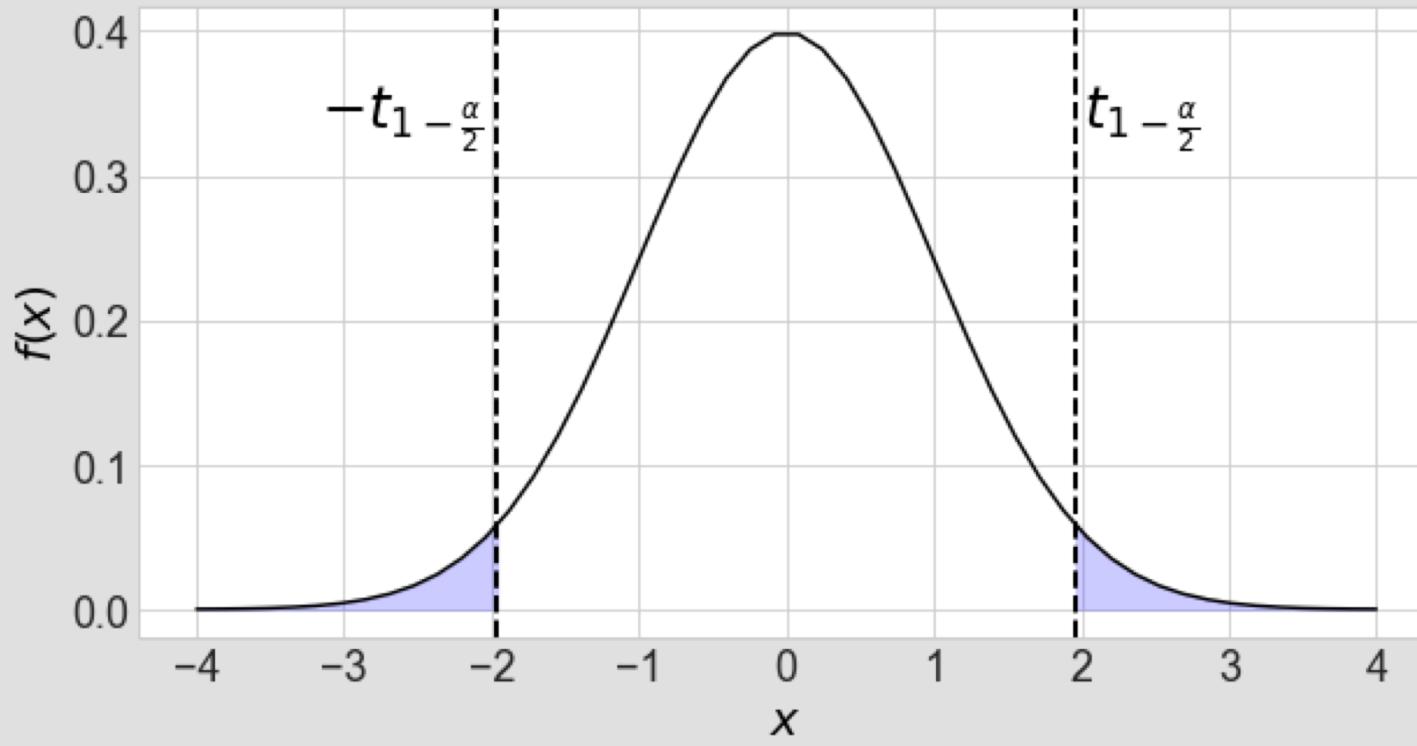
$$\frac{N(0, 1)}{\sqrt{\frac{\chi_{n-1}^2}{n-1}}} = t(n-1)$$



Дисперсия неизвестна

$X_1, \dots, X_n \sim iid N(\mu, \sigma^2), \quad \sigma^2$ **неизвестна**

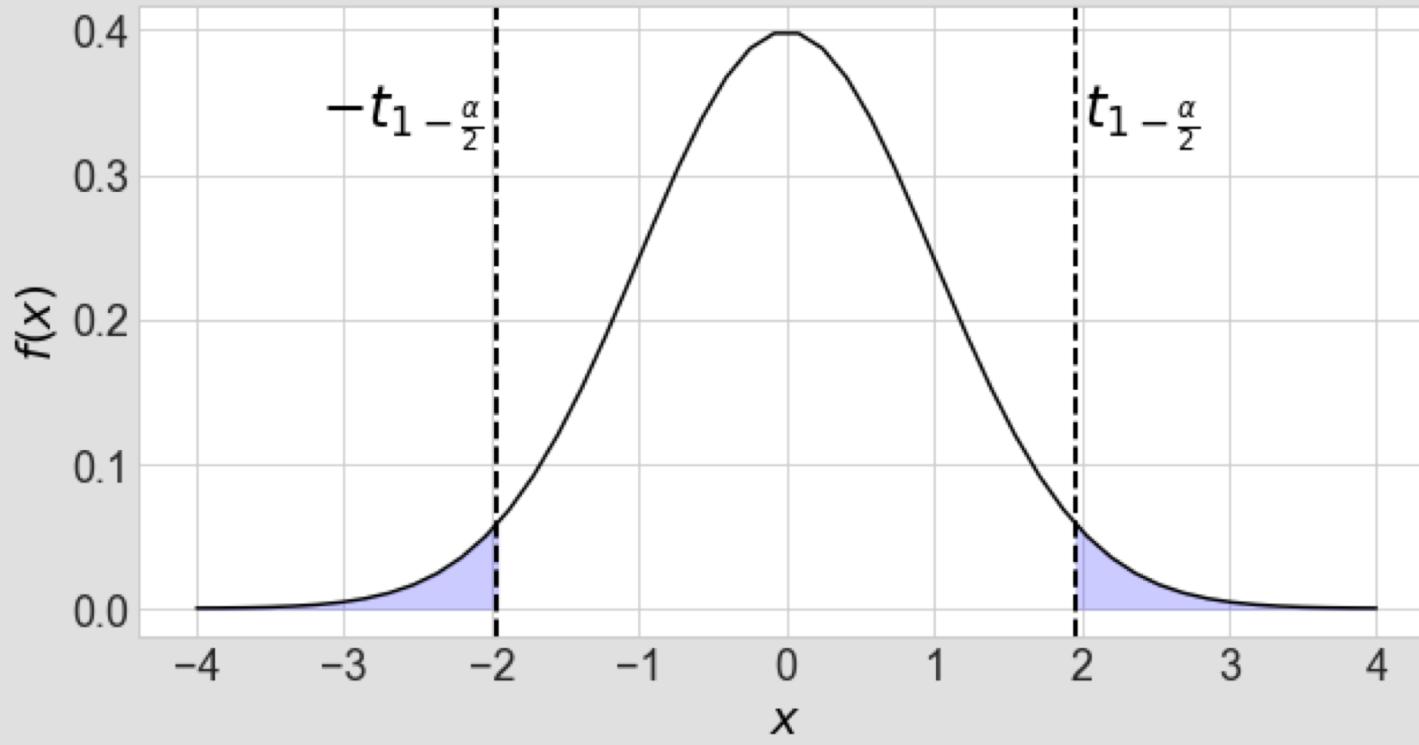
$$\frac{\bar{x} - \mu}{\sqrt{\frac{s^2}{n}}} \sim t(n - 1)$$



Дисперсия неизвестна

$X_1, \dots, X_n \sim iid N(\mu, \sigma^2), \quad \sigma^2$ **неизвестна**

$$P\left(\bar{x} - t_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \frac{s}{\sqrt{n}} \leq \mu \leq \bar{x} + t_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \frac{s}{\sqrt{n}}\right) = 1 - \alpha$$



Точный vs Асимптотический

Асимптотический

- Союзник: ЦПТ

Точный

- Союзники: теорема Фишера, t-распределение



Точный vs Асимптотический

Асимптотический

- Союзник: ЦПТ
- Работает при большом n

Точный

- Союзники: теорема Фишера, t-распределение
- Работает при любом n



Точный vs Асимптотический

Асимптотический

- Союзник: ЦПТ
- Работает при большом n
- Выборка независимая, без аномалий

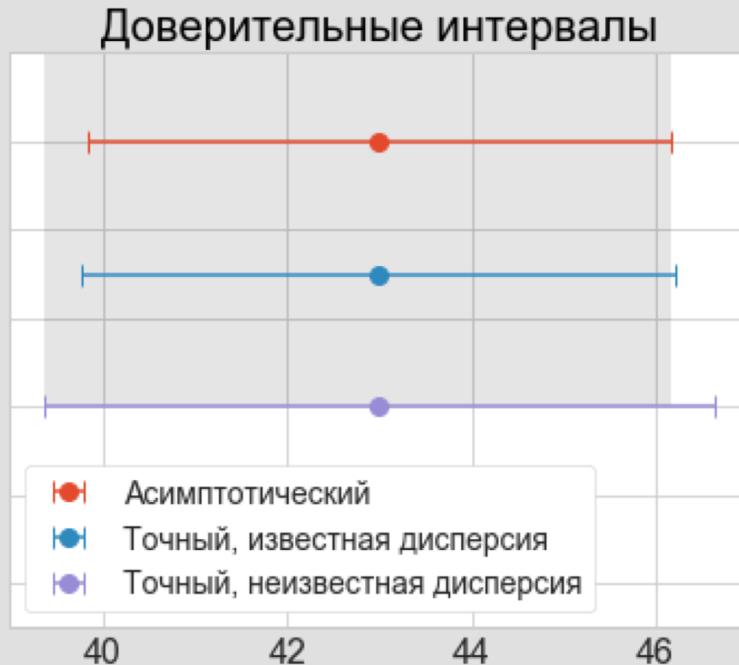
Точный

- Союзники: теорема Фишера, t -распределение
- Работает при любом n
- Выборка независимая из нормального распределения



Пример

Измерили зарплаты: $\bar{x} = 43$ тыс. и $s = 5.1$ тыс. В выборку попало 10 наблюдений. В реальности $\sigma = 5.2$ тыс. (знаем из переписи населения)



$$\bar{x} \pm z_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \frac{s}{\sqrt{n}}$$

$$43 \pm 1.96 \cdot \frac{5.1}{\sqrt{10}}$$

$$\bar{x} \pm z_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

$$43 \pm 1.96 \cdot \frac{5.2}{\sqrt{10}}$$

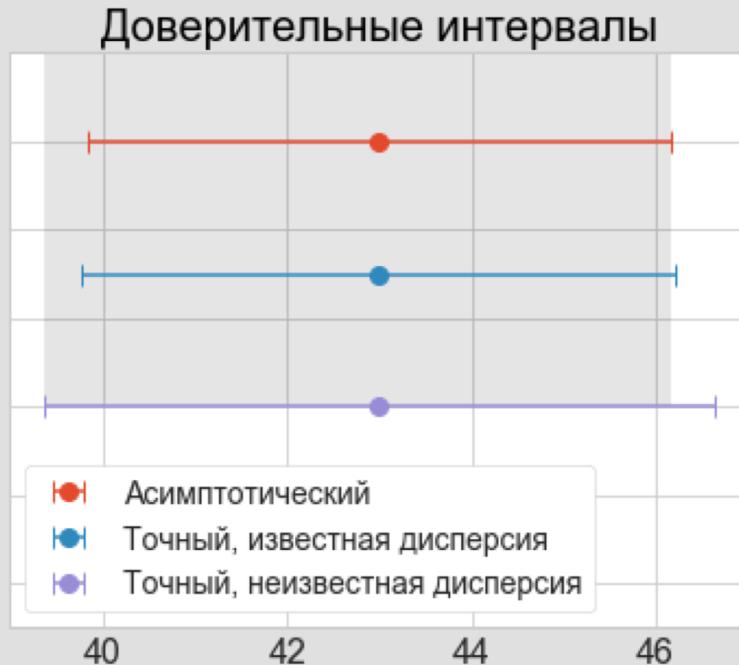
$$\bar{x} \pm t_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \frac{s}{\sqrt{n}}$$

$$43 \pm 2.26 \cdot \frac{5.1}{\sqrt{10}}$$



Пример

Измерили зарплаты: $\bar{x} = 43$ тыс. и $s = 5.1$ тыс. В выборку попало 10 наблюдений. В реальности $\sigma = 5.2$ тыс. (знаем из переписи населения)



$$\bar{x} \pm z_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \frac{s}{\sqrt{n}}$$

$$43 \pm 1.96 \cdot \frac{5.1}{\sqrt{10}}$$

$$\bar{x} \pm z_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

$$43 \pm 1.96 \cdot \frac{5.2}{\sqrt{10}}$$

$$\bar{x} \pm t_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \frac{s}{\sqrt{n}}$$

$$43 \pm 2.26 \cdot \frac{5.1}{\sqrt{10}}$$



Точные доверительные интервалы часто оказываются шире асимптотических

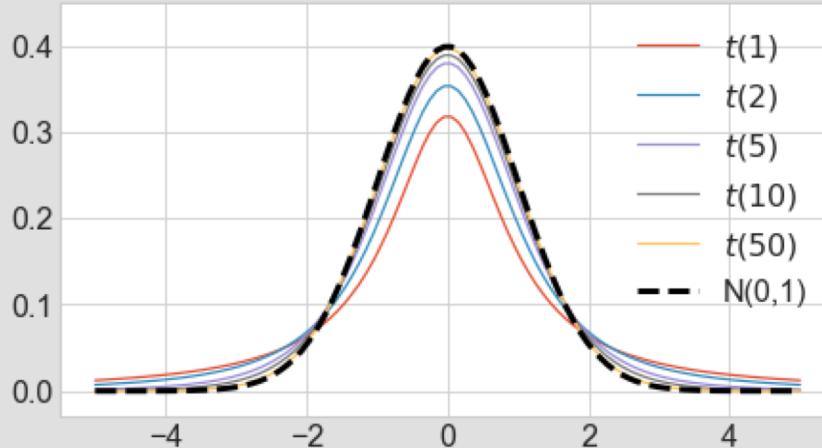


Когда начинаются большие n

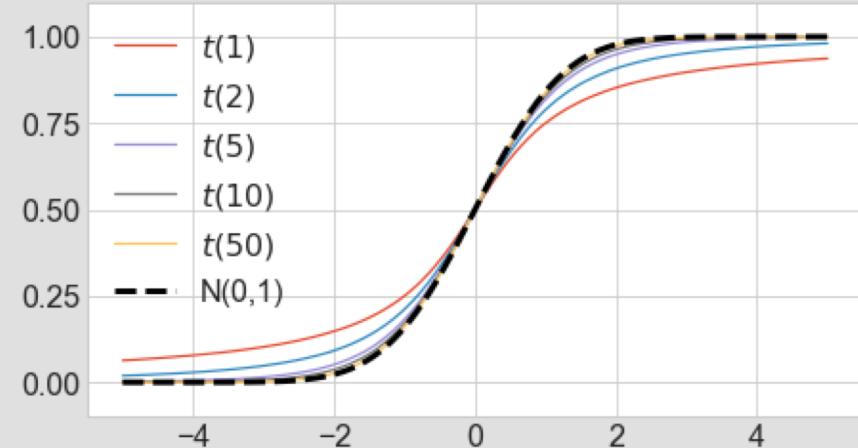
Распределение Стьюдента сходится к нормальному по распределению при росте числа степеней свободы:

$$t(n) \xrightarrow{d} N(0,1) \text{ при } n \rightarrow \infty$$

Плотность распределения (PDF)



Функция распределения (CDF)



- При больших выборках разница между точным и асимптотическим интервалами минимальна



Резюме

Если известно распределение, можно строить точные доверительные интервалы

Для нормальных выборок при неизвестной дисперсии в этом помогает распределение Стьюдента

Из-за того, что распределение Стьюдента обладает более тяжёлыми хвостами, чем нормальное, точные доверительные интервалы обычно оказываются шире



Точные доверительные интервалы для нормальных выборок: разность средних



Асимптотический интервал для разности средних

- ЦПТ позволяет построить доверительный интервал для любого среднего
- Наблюдаем X_1, \dots, X_{n_x} и Y_1, \dots, Y_{n_y}
- Предполагаем:** X_i, Y_i независимы и одинаково распределены, число наблюдений велико, нет выбросов, выборки независимы друг от друга

$$\bar{x} \stackrel{asy}{\approx} N\left(\mu_x, \frac{\sigma_x^2}{n_x}\right) \quad \bar{y} \stackrel{asy}{\approx} N\left(\mu_y, \frac{\sigma_y^2}{n_y}\right)$$

$$\bar{x} - \bar{y} \stackrel{asy}{\approx} N\left(\mu_x - \mu_y, \frac{\sigma_x^2}{n_x} + \frac{\sigma_y^2}{n_y}\right)$$



Асимптотический интервал для разности средних

- ЦПТ позволяет построить доверительный интервал для любого среднего
- Наблюдаем X_1, \dots, X_{n_x} и Y_1, \dots, Y_{n_y}
- Предполагаем: X_i, Y_i независимы и одинаково распределены, число наблюдений велико, нет выбросов, выборки независимы друг от друга

!

Теперь хотим
построить точный
интервал

$$\frac{\bar{x} - \bar{y} - (\mu_x - \mu_y)}{\sqrt{\frac{\hat{\sigma}_x^2}{n_x} + \frac{\hat{\sigma}_y^2}{n_y}}} \stackrel{asy}{\sim} N(0,1)$$

$$(\bar{x} - \bar{y}) \pm z_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \sqrt{\frac{\hat{\sigma}_x^2}{n_x} + \frac{\hat{\sigma}_y^2}{n_y}}$$



Разность средних (независимые выборки)

Выборки не зависят друг от друга:

$$X_1, \dots, X_{n_x} \sim iid N(\mu_x, \sigma_x^2) \quad Y_1, \dots, Y_{n_y} \sim iid N(\mu_y, \sigma_y^2)$$

Нас интересует случайная величина:

$$\frac{\bar{x} - \bar{y} - (\mu_x - \mu_y)}{\sqrt{\frac{\sigma_x^2}{n_x} + \frac{\sigma_y^2}{n_y}}}$$

дисперсии
известны

дисперсии
неизвестны,
но равны

дисперсии
неизвестны,
различаются



Разность средних (независимые выборки)

Выборки не зависят друг от друга:

$$X_1, \dots, X_{n_x} \sim iid N(\mu_x, \sigma_x^2) \quad Y_1, \dots, Y_{n_y} \sim iid N(\mu_y, \sigma_y^2)$$

Нас интересует случайная величина:

$$\frac{\bar{x} - \bar{y} - (\mu_x - \mu_y)}{\sqrt{\frac{\sigma_x^2}{n_x} + \frac{\sigma_y^2}{n_y}}}$$

дисперсии известны

дисперсии неизвестны, но равны

дисперсии неизвестны, различаются



Разность средних (независимые выборки)

Выборки не зависят друг от друга:

$$X_1, \dots, X_{n_x} \sim iid N(\mu_x, \sigma_x^2) \quad Y_1, \dots, Y_{n_y} \sim iid N(\mu_y, \sigma_y^2)$$

Нас интересует случайная величина:

$$\frac{\bar{x} - \bar{y} - (\mu_x - \mu_y)}{\sqrt{\frac{\sigma_x^2}{n_x} + \frac{\sigma_y^2}{n_y}}} \sim N(0, 1)$$

дисперсии известны



Можем строить точный интервал



Разность средних (независимые выборки)

Выборки не зависят друг от друга:

$$X_1, \dots, X_{n_x} \sim iid N(\mu_x, \sigma_x^2) \quad Y_1, \dots, Y_{n_y} \sim iid N(\mu_y, \sigma_y^2)$$

Нас интересует случайная величина:

$$\frac{\bar{x} - \bar{y} - (\mu_x - \mu_y)}{\sqrt{\frac{\sigma_x^2}{n_x} + \frac{\sigma_y^2}{n_y}}}$$

дисперсии
известны

дисперсии
неизвестны,
различаются

дисперсии
неизвестны,
но равны



Разность средних (независимые выборки)

Выборки не зависят друг от друга:

$$X_1, \dots, X_{n_x} \sim iid N(\mu_x, \sigma_x^2) \quad Y_1, \dots, Y_{n_y} \sim iid N(\mu_y, \sigma_y^2)$$

Нас интересует случайная величина:

$$\frac{\bar{x} - \bar{y} - (\mu_x - \mu_y)}{\sqrt{\frac{s^2}{n_x} + \frac{s^2}{n_y}}}$$

дисперсии
неизвестны,
но равны



Разность средних (независимые выборки)

Выборки не зависят друг от друга:

$$X_1, \dots, X_{n_x} \sim iid N(\mu_x, \sigma_x^2) \quad Y_1, \dots, Y_{n_y} \sim iid N(\mu_y, \sigma_y^2)$$

Нас интересует случайная величина:

$$\frac{\bar{x} - \bar{y} - (\mu_x - \mu_y)}{\sqrt{\frac{s^2}{n_x} + \frac{s^2}{n_y}}} \sim t(n_x + n_y - 2)$$

Объединённая оценка
дисперсии:

$$s^2 = \frac{(n_x - 1)s_x^2 + (n_y - 1)s_y^2}{n_x + n_y - 2}$$



Разность средних (независимые выборки)

Выборки не зависят друг от друга:

$$X_1, \dots, X_{n_x} \sim iid N(\mu_x, \sigma_x^2) \quad Y_1, \dots, Y_{n_y} \sim iid N(\mu_y, \sigma_y^2)$$

Нас интересует случайная величина:

$$\frac{\bar{x} - \bar{y} - (\mu_x - \mu_y)}{\sqrt{\frac{\sigma_x^2}{n_x} + \frac{\sigma_y^2}{n_y}}}$$

дисперсии
известны

дисперсии
неизвестны,
но равны

дисперсии
неизвестны,
различаются



Разность средних (независимые выборки)

Выборки не зависят друг от друга:

$$X_1, \dots, X_{n_x} \sim iid N(\mu_x, \sigma_x^2) \quad Y_1, \dots, Y_{n_y} \sim iid N(\mu_y, \sigma_y^2)$$

Нас интересует случайная величина:

$$\frac{\bar{x} - \bar{y} - (\mu_x - \mu_y)}{\sqrt{\frac{s^2}{n_x} + \frac{s^2}{n_y}}} \sim t(v)$$

дисперсии
неизвестны,
различаются



Разность средних (независимые выборки)

Выборки не зависят друг от друга:

$$X_1, \dots, X_{n_x} \sim iid N(\mu_x, \sigma_x^2) \quad Y_1, \dots, Y_{n_y} \sim iid N(\mu_y, \sigma_y^2)$$

Нас интересует случайная величина:

$$\frac{\bar{x} - \bar{y} - (\mu_x - \mu_y)}{\sqrt{\frac{s^2}{n_x} + \frac{s^2}{n_y}}} \sim t(v)$$



Распределение
приближенное
(распределение
Уэлча)

$$v = \frac{\left(\frac{s_x^2}{n_x} + \frac{s_y^2}{n_y} \right)^2}{\frac{s_x^4}{n_x^2(n_x - 1)} + \frac{s_y^4}{n_y^2(n_y - 1)}}$$



Проблема Беренца-Фишера

Не существует точного распределения для статистики

$$\frac{\bar{x} - \bar{y} - (\mu_x - \mu_y)}{\sqrt{\frac{s_x^2}{n_x} + \frac{s_y^2}{n_y}}}$$

Невозможно точно сравнить средние двух независимых выборок, дисперсии которых неизвестны.

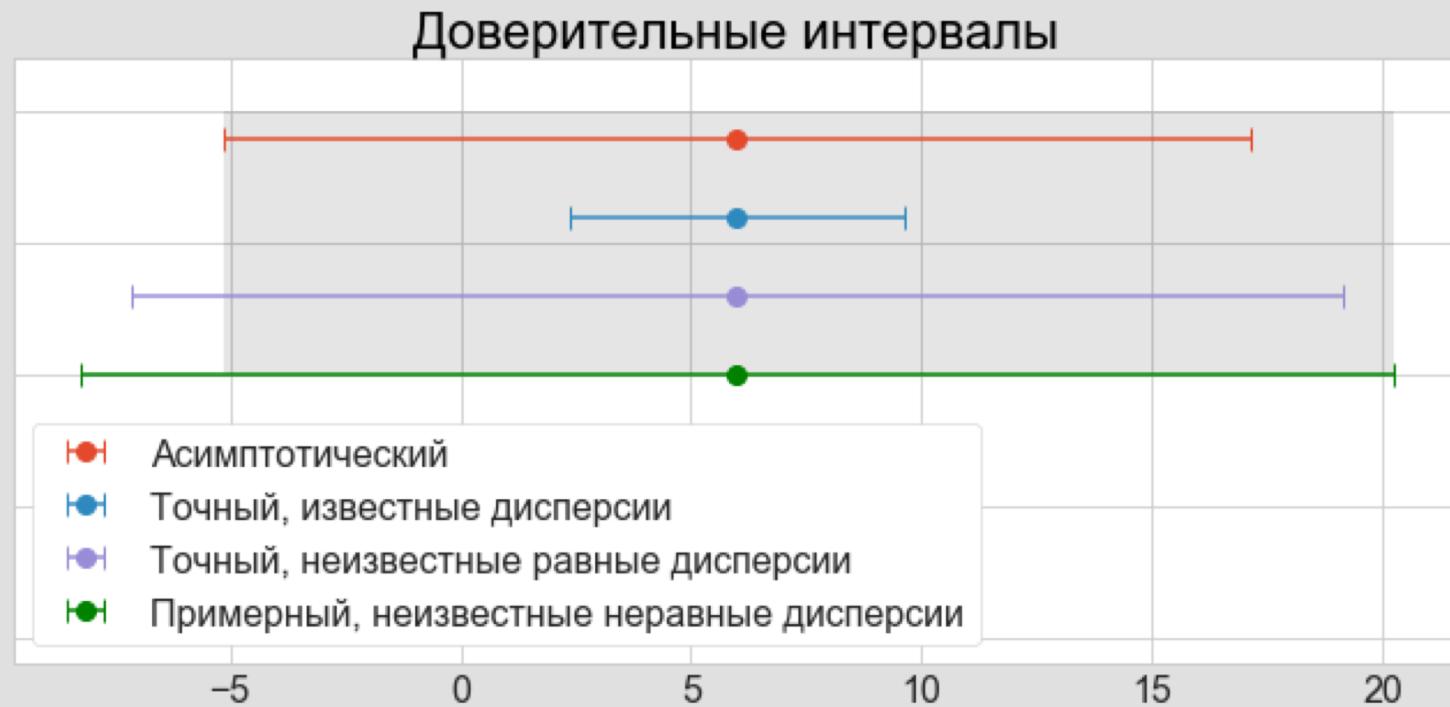
Апроксимация с предыдущего слайда хорошо работает, если $n_x = n_y$ либо знак неравенства между n_x и n_y такой же как между σ_x и σ_y



Пример 1

Измерили зарплаты мужчин и женщин в тысячах рублей: $\bar{x} = 43$, $s_x = 5.1$, $\bar{y} = 37$, $s_y = 11.7$. В обеих выборках было по 10 наблюдений.

Из переписи известно, что $\sigma_x = 5.2$, $\sigma_y = 12$



Пример 1

Неизвестны (асимптотика):

$$\bar{x} - \bar{y} \pm z_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \sqrt{\frac{s_x^2}{n_x} + \frac{s_y^2}{n_y}}$$

$$43 - 37 \pm 1.96 \cdot \sqrt{\frac{5.1^2}{10} + \frac{11^2}{10}}$$

Известны (точный):

$$\bar{x} - \bar{y} \pm z_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \sqrt{\frac{\sigma_x^2}{n_x} + \frac{\sigma_y^2}{n_y}}$$

$$43 - 37 \pm 1.96 \cdot \sqrt{\frac{5.2^2}{10} + \frac{12^2}{10}}$$

Неизвестны, равны (точный):

$$\bar{x} - \bar{y} \pm t(n_x + n_y - 2)_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \sqrt{\frac{s^2}{n_x} + \frac{s^2}{n_y}}$$

$$43 - 37 \pm 2.3 \cdot \sqrt{\frac{81}{10} + \frac{81}{10}}$$

Неизвестны, не равны (примерный):

$$\bar{x} - \bar{y} \pm t(\nu)_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \sqrt{\frac{s_x^2}{n_x} + \frac{s_y^2}{n_y}}$$

$$43 - 37 \pm 2.51 \cdot \sqrt{\frac{5.1^2}{10} + \frac{11^2}{10}}$$



Разность средних (зависимые выборки)

Выборки зависят друг от друга:

$$X_1, \dots, X_n \sim iid N(\mu_x, \sigma_x^2) \quad Y_1, \dots, Y_n \sim iid N(\mu_y, \sigma_y^2)$$

- Измерения делаются на одних и тех же объектах
- Можем посмотреть прирост на отдельных объектах

$$d_i = X_i - Y_i \qquad \bar{x} - \bar{y} = \overline{x - y}$$

- Получаем ситуацию с распределением Стьюдента, дисперсию считаем по формуле:

$$s^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (d_i - \bar{d})^2$$



Пример 2

Измерили зарплаты в 2020 и 2021 годах.

Измеряли для одних и тех же людей.

2020	50	40	45	45	35
2021	60	30	30	35	30
d_i	10	-10	-15	-10	-5

$$\bar{d} = \frac{1}{5} \sum_{i=1}^5 d_i = -6$$

$$s^2 = \frac{1}{5-1} \sum_{i=1}^5 (d_i - \bar{d})^2 = 92.5$$

Точный, неизвестная дисперсия:

$$\bar{x} \pm t_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \frac{s}{\sqrt{n}}$$

$$-6 \pm 2.78 \cdot \frac{9.62}{\sqrt{5}}$$



Резюме

В зависимости от того, что мы знаем о дисперсии, для разности средних из независимых нормальных выборок мы получаем разные виды доверительных интервалов

Для средних из зависимых выборок (наблюдаем изменения на одних и тех же объектах) работают те же самые доверительные интервалы, что и для одновыборочных средних



Точные доверительные интервалы для нормальных выборок: дисперсии



Зачем оценивать интервалы для дисперсий

Станок упаковывает чай по 100 грамм с какой-то заданной дисперсией. Если настройки станка расшатываются и погрешность становится слишком большой, получаем много бракованных партий.

Любая ценная бумага оценивается через среднюю доходность. Чем больше риск, тем выше доходность. Инвестору при формировании портфеля важно знать, в каком диапазоне для бумаги могут меняться обе характеристики. Один из способов посчитать риск – оценка дисперсии.



Союзники: теорема Фишера

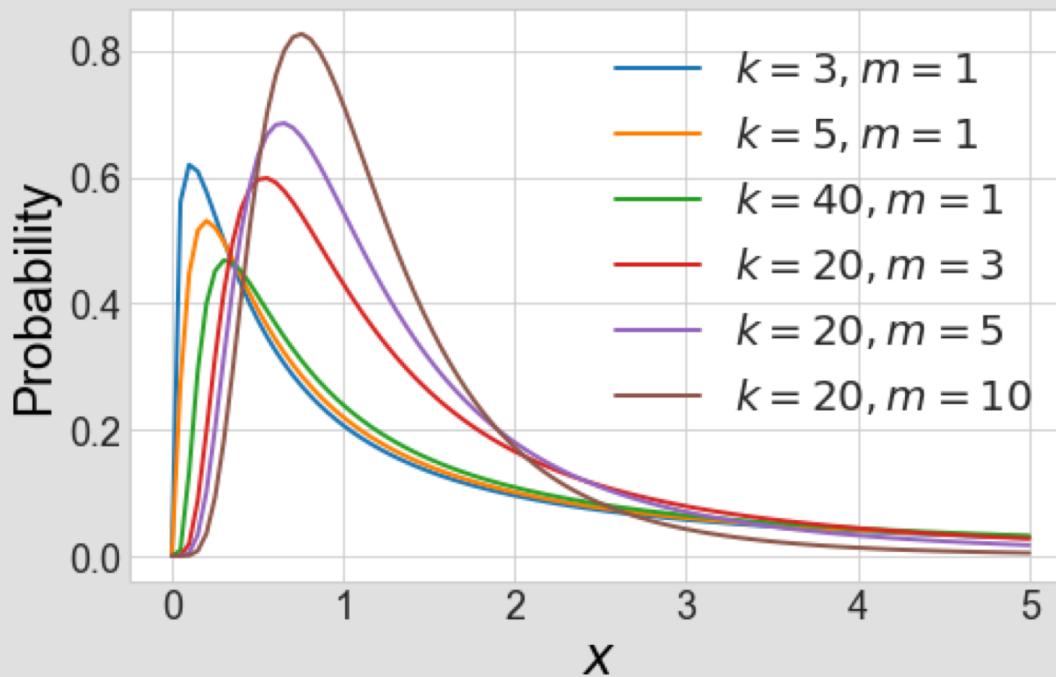
Теорема:

Пусть $X_1, \dots, X_n \sim iid N(0,1)$, тогда

1. Выборочное среднее \bar{x} и дисперсия s^2 независимы
2. $\frac{(n-1) \cdot s^2}{\sigma^2}$ имеет χ^2 – распределение с $n - 1$ степенью свободы



Распределение Фишера



Характеристики:

$$\mathbb{E}(X) = \frac{m}{m-2}, m > 2$$

$$\text{Var}(X) = \frac{2m^2(k+m-2)}{n(m-2)^2(m-4)}$$

$$X \sim \chi_k^2, Y \sim \chi_m^2$$

$$Z = \frac{\sqrt{X/k}}{\sqrt{Y/m}} \sim F(k, m)$$

Из-за квадратов
принимает только
положительные
значения

Плотность:

Очень громоздкая



Доверительные интервалы для нормального

$$X_1, \dots, X_n \sim iid N(\mu, \sigma^2)$$



Строим
доверительный
интервал для μ :

σ^2 известна

σ^2 неизвестна

Строим доверительный
интервал для σ^2 :

μ известно

μ неизвестно



Доверительные интервалы для нормального

$$X_1, \dots, X_n \sim iid N(\mu, \sigma^2)$$



Строим
доверительный
интервал для μ :

σ^2 известна

σ^2 неизвестна

Строим доверительный
интервал для σ^2 :

μ известно

μ неизвестно



Математическое ожидание известно

$X_1, \dots, X_n \sim iid N(\mu, \sigma^2)$, μ известно

$$s^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2$$

$[N(0, \sigma^2)]^2$

Надо как-то привести к χ_n^2



Математическое ожидание известно

$X_1, \dots, X_n \sim iid N(\mu, \sigma^2)$, μ известно

$$s^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2 = \frac{\sigma^2}{n} \sum_{i=1}^n \frac{(X_i - \mu)^2}{\sigma^2}$$
$$[N(0, \sigma^2)]^2 \quad [N(0, 1)]^2$$



Математическое ожидание известно

$X_1, \dots, X_n \sim iid N(\mu, \sigma^2)$, μ известно

$$s^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2 = \frac{\sigma^2}{n} \sum_{i=1}^n \frac{(X_i - \mu)^2}{\sigma^2} = \frac{\sigma^2}{n} \cdot \chi_n^2$$

$$[N(0, 1)]^2$$



Математическое ожидание известно

$X_1, \dots, X_n \sim iid N(\mu, \sigma^2)$, μ известно

$$s^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2 = \frac{\sigma^2}{n} \sum_{i=1}^n \frac{(X_i - \mu)^2}{\sigma^2} = \frac{\sigma^2}{n} \cdot \chi_n^2$$

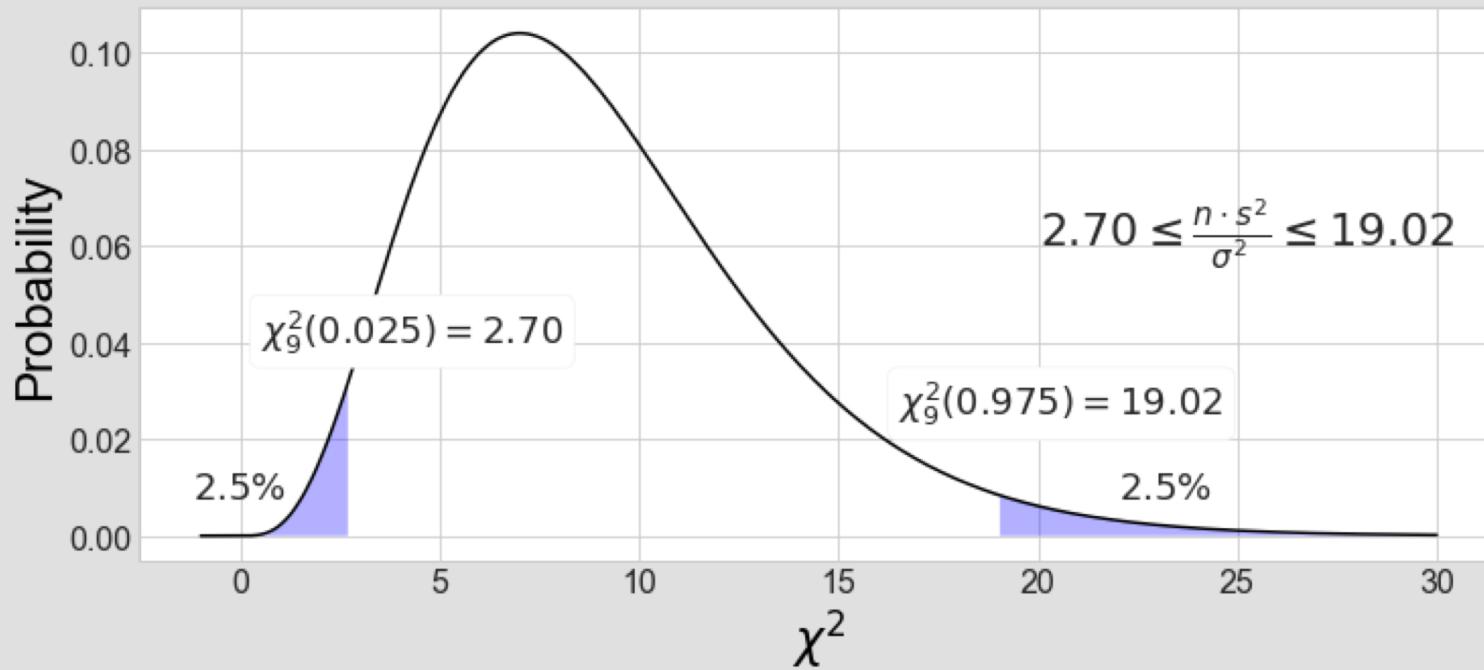
$$\frac{n \cdot s^2}{\sigma^2} = \sum_{i=1}^n \frac{(X_i - \mu)^2}{\sigma^2} \stackrel{[N(0, 1)]^2}{\sim} \chi_n^2$$



Математическое ожидание известно

$$\frac{n \cdot s^2}{\sigma^2} = \sum_{i=1}^n \frac{(X_i - \mu)^2}{\sigma^2} \sim \chi_n^2$$

$$P\left(\chi_n^2\left(\frac{\alpha}{2}\right) \leq \frac{n \cdot s^2}{\sigma^2} \leq \chi_n^2\left(1 - \frac{\alpha}{2}\right)\right) = 1 - \alpha$$



Математическое ожидание известно

$$\frac{n \cdot s^2}{\sigma^2} = \sum_{i=1}^n \frac{(X_i - \mu)^2}{\sigma^2} \sim \chi_n^2$$

$$P\left(\chi_n^2\left(\frac{\alpha}{2}\right) \leq \frac{n \cdot s^2}{\sigma^2} \leq \chi_n^2\left(1 - \frac{\alpha}{2}\right)\right) = 1 - \alpha$$

$$P\left(\frac{n \cdot s^2}{\chi_n^2\left(1 - \frac{\alpha}{2}\right)} \leq \sigma^2 \leq \frac{n \cdot s^2}{\chi_n^2\left(\frac{\alpha}{2}\right)}\right) = 1 - \alpha$$

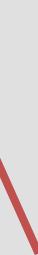


Математическое ожидание неизвестно

$X_1, \dots, X_n \sim iid N(\mu, \sigma^2), \quad \mu$ **не**известно

$$s^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2$$

$$s^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$$



Оценка ломает всю логику
Нужен новый союзник



Математическое ожидание неизвестно

$X_1, \dots, X_n \sim iid N(\mu, \sigma^2)$, μ **не**известно

Теорема Фишера:

$$\frac{(n - 1) \cdot s^2}{\sigma^2} \sim \chi_{n-1}^2$$

В ситуации, когда математическое ожидание известно, у статистики n степеней свободы

Когда оно неизвестно, у статистики $n - 1$ степень свободы

Интуиция: одна степень свободы используется для оценки математического ожидания



Математическое ожидание неизвестно

$X_1, \dots, X_n \sim iid N(\mu, \sigma^2)$, μ **неизвестно**

Теорема Фишера:

$$\frac{(n-1) \cdot s^2}{\sigma^2} \sim \chi_{n-1}^2$$

$$P\left(\chi_{n-1}^2\left(\frac{\alpha}{2}\right) \leq \frac{(n-1) \cdot s^2}{\sigma^2} \leq \chi_{n-1}^2\left(1 - \frac{\alpha}{2}\right)\right) = 1 - \alpha$$

$$P\left(\frac{(n-1) \cdot s^2}{\chi_{n-1}^2\left(1 - \frac{\alpha}{2}\right)} \leq \sigma^2 \leq \frac{(n-1) \cdot s^2}{\chi_{n-1}^2\left(\frac{\alpha}{2}\right)}\right) = 1 - \alpha$$



Пример

Джордан считает, что вложения в бумаги с высокой дисперсией доходности рискованно, и хочет знать, в каком диапазоне колеблется дисперсия для одной из его акций. За последние 10 лет для бумаги $s^2 = 0.05$.

$$\frac{(10 - 1) \cdot 0.05}{\chi^2_9(0.975)} \leq \sigma^2 \leq \frac{(10 - 1) \cdot 0.05}{\chi^2_9(0.025)}$$
$$0.016 \leq \sigma^2 \leq 0.038$$



Пример

Джордан считает, что вложения в бумаги с высокой дисперсией доходности рискованно, и хочет знать, в каком диапазоне колеблется дисперсия для одной из его акций. За последние 10 лет для бумаги $s^2 = 0.05$.

Джордан инсайдер и знает доходность бумаги (это каким инсайдером надо быть!). Получилось, что $s^2 = 0.04$.

$$\frac{10 \cdot 0.05}{\chi_{10}^2(0.975)} \leq \sigma^2 \leq \frac{10 \cdot 0.05}{\chi_{10}^2(0.025)}$$

$$0.015 \leq \sigma^2 \leq 0.039$$



Резюме

Если известно распределение, можно строить точные доверительные интервалы не только для математических ожиданий, но и для дисперсий

Для нормальных выборок в этом помогают теорема Фишера и распределение “Хи-квадрат”



Точные доверительные интервалы для нормальных выборок: отношение дисперсий



Отношение дисперсий (независимые выборки)

Выборки не зависят друг от друга:

$$X_1, \dots, X_n \sim iid N(\mu_1, \sigma_1^2) \quad Y_1, \dots, Y_m \sim iid N(\mu_2, \sigma_2^2)$$

Нас интересует случайная величина:

$$\frac{s_n^2}{s_m^2} \sim ?$$

Из-за квадратов разность оказывается плохой мерой для различия в дисперсиях



Отношение дисперсий (независимые выборки)

Выборки не зависят друг от друга:

$$X_1, \dots, X_n \sim iid N(\mu_1, \sigma_1^2) \quad Y_1, \dots, Y_m \sim iid N(\mu_2, \sigma_2^2)$$

Нас интересует случайная величина:

$$\frac{s_n^2}{s_m^2} \sim ?$$

$$\frac{s_n^2 \cdot \sigma_m^2}{s_m^2 \cdot \sigma_n^2}$$

Теорема Фишера:

$$\frac{(n-1) \cdot s_n^2}{\sigma_n^2} \sim \chi_{n-1}^2$$

$$\boxed{\frac{\frac{(n-1) \cdot s_n^2}{\sigma_n^2}}{n-1} / \frac{\frac{(m-1) \cdot s_m^2}{\sigma_m^2}}{m-1}} = \boxed{\frac{\chi_{n-1}^2}{n-1} / \frac{\chi_{m-1}^2}{m-1}}$$

$$\frac{(m-1) \cdot s_m^2}{\sigma_m^2} \sim \chi_{m-1}^2$$

$$F_{n-1, m-1}$$



Отношение дисперсий (независимые выборки)

Выборки не зависят друг от друга:

$$X_1, \dots, X_n \sim iid N(\mu_1, \sigma_1^2) \quad Y_1, \dots, Y_m \sim iid N(\mu_2, \sigma_2^2)$$

Нас интересует случайная величина:

$$\frac{s_n^2 \cdot \sigma_m^2}{s_m^2 \cdot \sigma_n^2} \sim F_{n-1, m-1}$$

Итоговый интервал:

$$\frac{s_m^2}{s_n^2} \cdot F_{n-1, m-1} \left(\frac{\alpha}{2} \right) \leq \frac{\sigma_m^2}{\sigma_n^2} \leq \frac{s_m^2}{s_n^2} \cdot F_{n-1, m-1} \left(1 - \frac{\alpha}{2} \right)$$



Пример

У Джордана есть две бумаги. Он хочет посмотреть, насколько сильно они различались по уровню риска за последние 10 лет, $s_A^2 = 0.05$, $s_B^2 = 0.04$

$$\frac{s_A^2}{s_B^2} \cdot F_{9,9}(0.025) \leq \frac{\sigma_m^2}{\sigma_n^2} \leq \frac{s_A^2}{s_B^2} \cdot F_{9,9}(0.975)$$

$$0.31 \leq \frac{\sigma_m^2}{\sigma_n^2} \leq 5$$



Резюме

Для того, чтобы посмотреть, насколько дисперсии двух независимых выборок различаются между собой, используется отношение дисперсий

Для нормальных выборок в этом помогают теорема Фишера и распределение Фишера

