# Проверка гипотез

#### План

- Что такое гипотезы
- p\_value
- Ошибки 1 и 2 рода
- Какими бывают критерии
- Параметрические критерии для долей, средних и дисперсий

#### Обозначения

- Внимание: в этой презентации будут тонко использоваться греческие буквы с крышечкой и без крышечки. Это традиция в статистике
- Когда они <u>без</u> крышечки, речь идет о <u>параметрах</u> некоторого распределения (можно воспринимать их как неизвестные константы)

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

• Когда они <u>с</u> крышечкой, речь идет о некоторых статистиках, посчитанных по выборке из случайных величин, а значит тоже о случайных величинах с каким-то распределением. Этими статистиками мы будем оценивать параметры, которые обозначаются той же греческой буквой, но <u>без</u> крышечки.

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

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

$$(n-1) \cdot \frac{\hat{\sigma}^2}{\sigma^2} = \frac{n-1}{\sigma^2} \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 \sim \chi^2(n-1)$$



#### Что такое гипотеза

**Гипотеза** — любое утверждение, которое возникло в нашей голове и которое мы собираемся проверить по данным.

- В Австралии женщин дискриминируют на рынке труда
- В Питере кофе любят больше, чем в Москве
- Осьминог Пауль может предсказывать будущее
- Доходности по акциям Яндекса нормально распределены
- Подгузники и пиво часто покупают вместе

#### Что значит проверить гипотезу

- Собрать данные и посмотреть, не противоречит ли им наше утверждение
- Любая выборка случайная, просто посчитать описательные статистики недостаточно
- Описательные статистики случайные величины
- При любом объёме выборки можно допустить ошибку

#### Что значит проверить гипотезу

• Собрали данные о предсказаниях осьминога



memepedia.com

- Данные не противоречат тому, что он провидец
- Это не означает, что осьминог правда пророк. Если мы соберём ещё данных, они могут начать этому противоречить.

#### Что значит проверить гипотезу

• Собрали данные о предсказаниях осьминога

Если данные не противоречат утверждению, это не является доказательством его верности

- Данные не противоречат тому, что он провидец
- Это не означает, что осьминог правда пророк. Если мы соберём ещё данных, они могут начать этому противоречить

# Взболтать, но не смешивать



James Bond Casino Royale (2006)

«Взболтать, но не смешивать»

> © Бонд, Джеймс Бонд

 Правда ли агент 007 отличает взболтанный мартини от смешанного?

# Взболтать, но не смешивать



James Bond Casino Royale (2006)

«Взболтать, но не смешивать»

> © Бонд, Джеймс Бонд

- Завязываем агенту 007 глаза и даём два мартини: смешанный и взболтанный n раз
- Случайная величина  $X_i=1$ , если Бонд отличил взболтанный мартини от смешанного

# Взболтать, но не смешивать



James Bond Casino Royale (2006)

«Взболтать, но не смешивать»

> © Бонд, Джеймс Бонд

Н<sub>0</sub>: агент 007 не различает два вида мартини

 $H_a$ : агент 007 различает два вида мартини

Нужно формализовать гипотезу на языке статистики

# Формализация задачи

Выборка состоит из единиц и нулей:

- $X_i = 1$ , если правильно назвал вид мартини
- $X_i = 0$ , если не правильно назвал

$$X_1, ..., X_n \sim iid Bern(p)$$

Если Бонд не различает напитки и выбирает наугад, вероятность успеха p должна быть равна 0.5

 $H_0$ :  $p = 0.5 \iff Бонд не различает напитки$ 

 $H_a$ :  $p \neq 0.5 \Leftrightarrow$  Бонд различает напитки

$$H_0$$
:  $p = 0.5$   $X_1, ..., X_n \sim iid Bern(p)$   $H_a$ :  $p \neq 0.5$ 

Представим, что мы дали Бонду мартини 10 раз и получили, что  $\hat{p}=0.6$ 

Выходит, что Бонд отвечает за свои слова

$$H_0$$
:  $p = 0.5$ 

$$H_a: p \neq 0.5$$

$$X_1, \dots, X_n \sim iid \ Bern(p)$$

Представим, что мы дали Бонду мартини 10 раз и получили, что  $\hat{p}=0.6$ 

Выходит, что Бонд отвечает за свои слова  $\hat{p}$  — случайная величина, которая зависит от выборки

$$H_0$$
:  $p = 0.5$   $X_1, ..., X_n \sim iid \ Bern(p)$   $H_a$ :  $p \neq 0.5$ 

Представим, что мы дали Бонду мартини 10 раз и получили, что  $\hat{p}=0.6$ 

**Задача:** узнать при текущем объёме выборки насколько  $\hat{p}$  близка к 0.5

$$H_0$$
:  $p = 0.5$ 

$$H_a: p \neq 0.5$$

$$X_1, \dots, X_n \sim iid Bern(p)$$

- $\hat{p}$  случайная величина
- $\hat{p}-0.5$  случайная величина

lacktriangle Если расстояние от  $\hat{p}$  до 0.5 достаточно маленькое, данные не противоречат нулевой гипотезе

$$H_0$$
:  $p = 0.5$ 

$$H_a: p \neq 0.5$$

$$X_1, \dots, X_n \sim iid \ Bern(p)$$

#### По ЦПТ:

$$\hat{p} \stackrel{asy}{\sim} N\left(p, \frac{p(1-p)}{n}\right) \iff \hat{p} \stackrel{asy}{\sim} N\left(0.5, \frac{0.5 (1-0.5)}{n}\right)$$

$$\frac{\hat{p} - 0.5}{\sim} N\left(0.1\right)$$

$$\hat{p} \stackrel{asy}{\sim} N\left(0.5, \frac{0.5 (1 - 0.5)}{n}\right)$$

при верности нулевой гипотезы

$$\frac{\hat{p} - 0.5}{\sqrt{\frac{0.5 (1 - 0.5)}{n}}} \stackrel{asy}{\sim} N(0, 1)$$

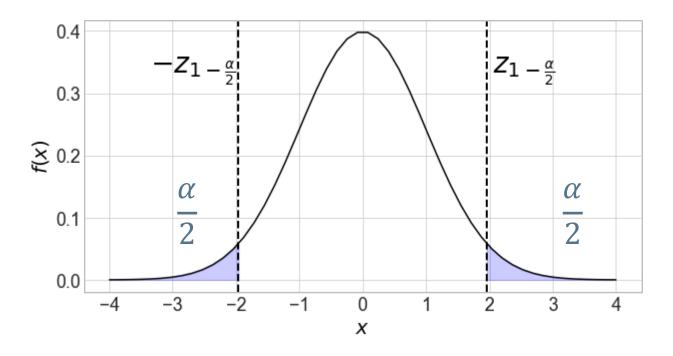
H<sub>0</sub>: 
$$p = 0.5$$
  
 $H_a$ :  $p \neq 0.5$   

$$Z = \frac{\hat{p} - 0.5}{\sqrt{\frac{0.5 (1 - 0.5)}{n}}} \stackrel{asy}{\sim} N(0, 1)$$

- Мы выяснили, как распределено расстояние до 0.5 при верности нулевой гипотезы
- Осталось выбрать порог, при котором мы будем считать, что нулевая гипотеза  $H_0$  не отвергается
- Против нашей гипотезы говорят очень большие либо очень маленькие значения статистики

#### Проверка гипотезы

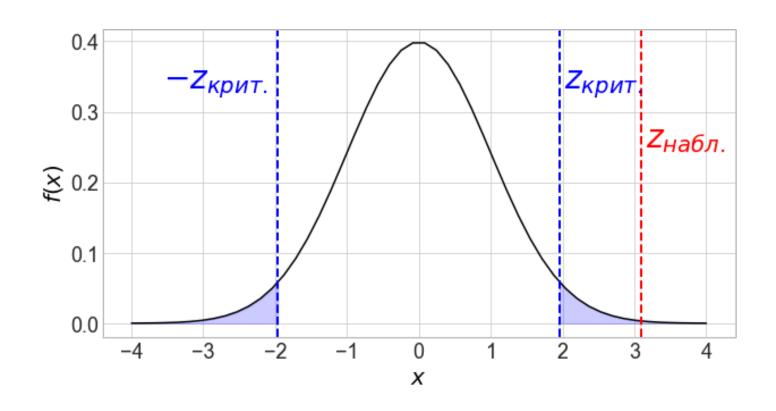
Мы рассуждаем о распределении в терминах нулевой гипотезы. Близкие к центру значения z-статистики показывают, что  $H_0$  не противоречат данным



Мы не решаем, верна ли гипотеза,а проверяем, противоречат ли ей данные

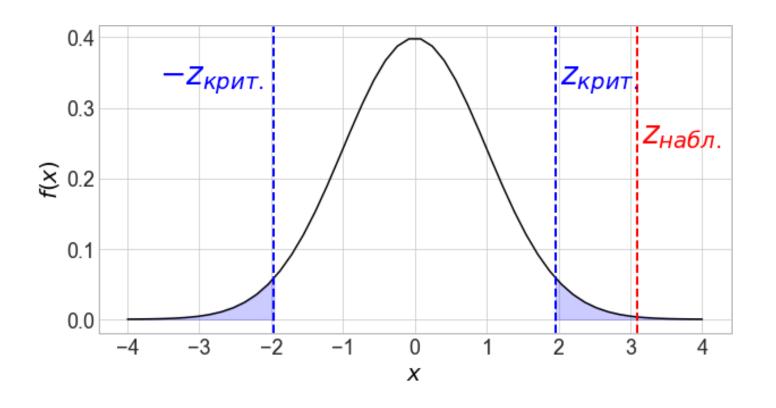
# Проверка гипотезы

Если наблюдаемое значение статистики попало в хвост (левый или правый), гипотеза отвергается, расстояние между  $\hat{p}$  и 0.5 оказывается слишком большим



# Проверка гипотезы

Если наблюдаемое значение попало между критическими, данные не противоречат гипотезе



#### Уровень значимости

- Если мы отвергаем нулевую гипотезу, когда она верна мы ошибаемся
- Выбирая порог для отсечения, мы фиксируем вероятность такой ошибки
- Вероятность такой ошибки  $\alpha$  уровень значимости, также эту ошибку называют ошибкой первого рода
- Если мы 100 раз попытаемся сесть на поезд на уровне значимости 0.05, в среднем мы будем опаздывать 5 раз
- Обычно  $\alpha$  выбирают равным 0.05, 0.01 или 0.001

- 1. Определяем природу выборку, определяем распределение и его параметры
- 2. иксируем уровень значимости:  $\alpha = 0.05$   $H_0$ : p = 0.5  $H_a$ :  $p \neq 0.5$
- 3. Формулируем нулевую гипотезу и альтернативную

- 4. Выбираем **союзника** (статистический тест) для проверки гипотезы
- 5. Находим наблюдаемо  $\frac{Z_{0.6-0.5}}{\sqrt{10}} = 0.654$

**ЦПТ**: 
$$z \stackrel{asy}{\sim} N(0,1)$$

6. Находим критическое значение с помощью **союзника**:

- 1. Определяем природу выборки: вид распределения и его параметры
- 2. Формулируем нулевую и альтернативную гипотезы о параметрах распределения

$$H_0$$
:  $p = 0.5$   $H_a$ :  $p \neq 0.5$ 

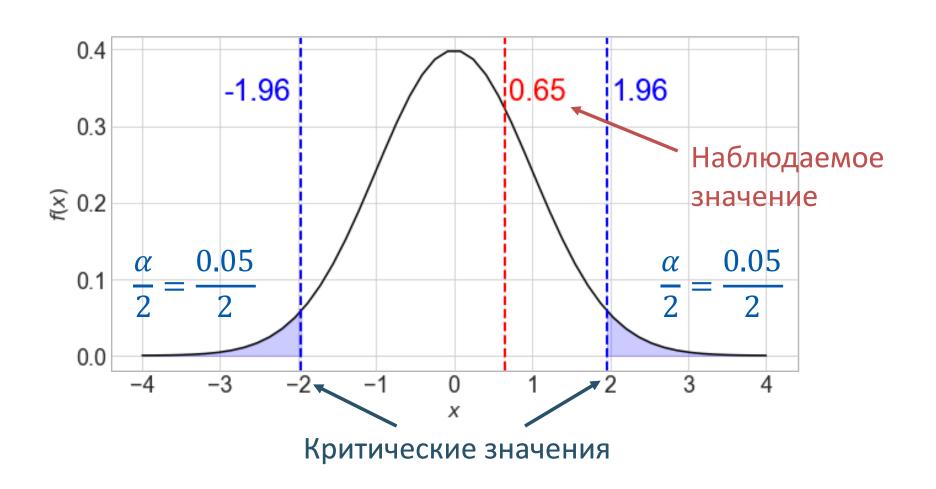
3. Выбираем статистику, на основе которой мы будем тестировать гипотезу, и конструируем статистический тест для проверки гипотезы

**ЦПТ**: 
$$z \stackrel{asy}{\sim} N(0,1)$$

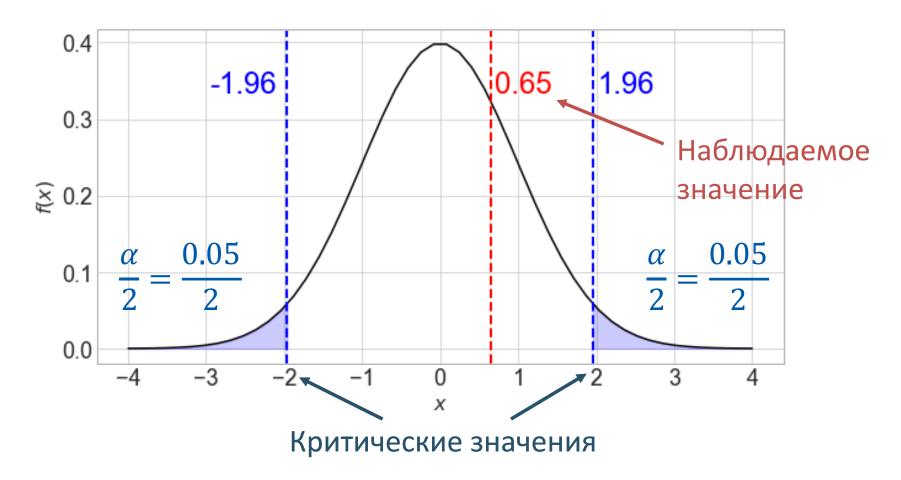
4. Находим **наблюдаемое** и **критическое** значение статистики на некотором фиксированном уровне  $\alpha$ 

$$z_{obs} = \frac{0.6 - 0.5}{\sqrt{\frac{0.5 (1 - 0.5)}{10}}} = 0.654$$
  $z_{crit}(\alpha) = 1.96$ 

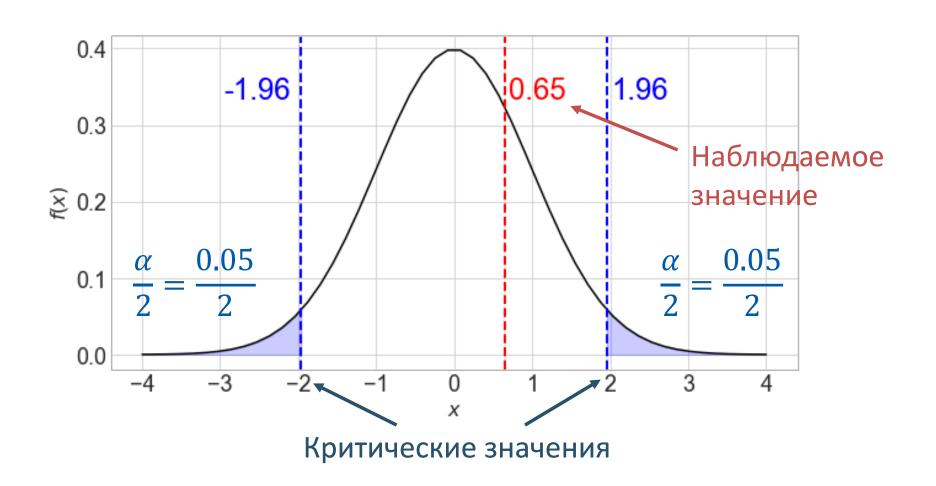
5. Сравниваем наблюдаемое значение с критическим и делаем выводы



- Наблюдаемое значение попало в область между критическими ⇒ гипотеза не отвергается
- Голубая площадь под хвостами уровень значимости



• Гипотеза, что Джеймс Бонд не различает напитки, не отвергается на уровне значимости 5%

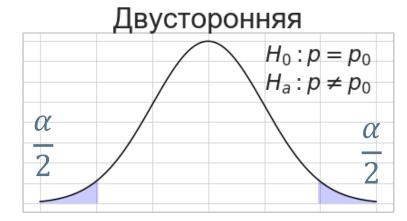


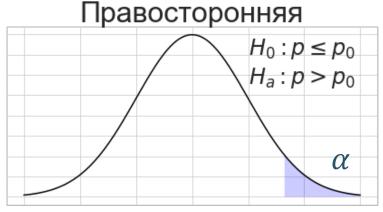
#### Нельзя принять нулевую гипотезу

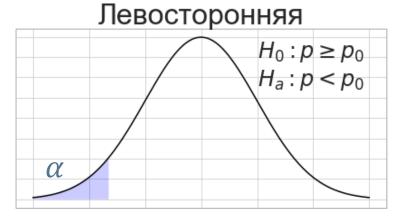
- Если при проверке нулевая гипотеза не отвергается, нельзя считать её доказанной
- Говорят, что данные не противоречат нулевой гипотезе
- Новые данные могут показать, что гипотеза неверна

# Альтернативы

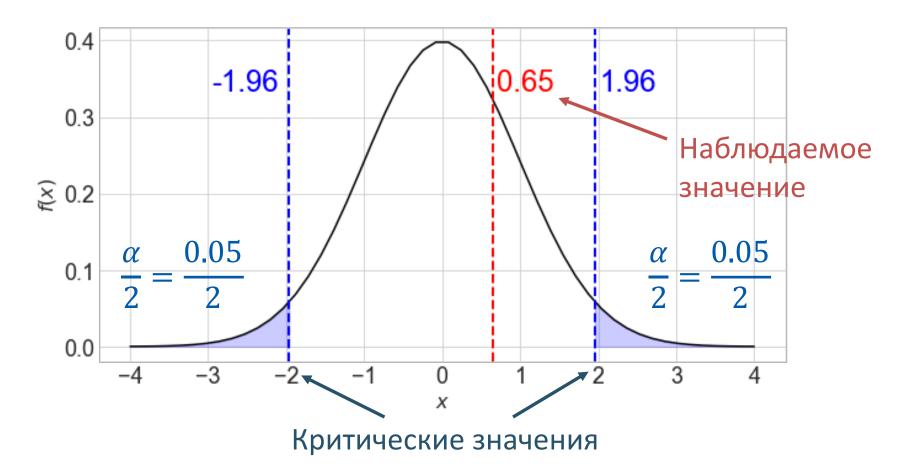
- Иногда рассматривают односторонние альтернативы
- Обычно это делается в ситуациях, когда мы уверены в направлении ожидаемых различий
- При таких альтернативах ошибку первого рода полностью переносят на один из двух хвостов



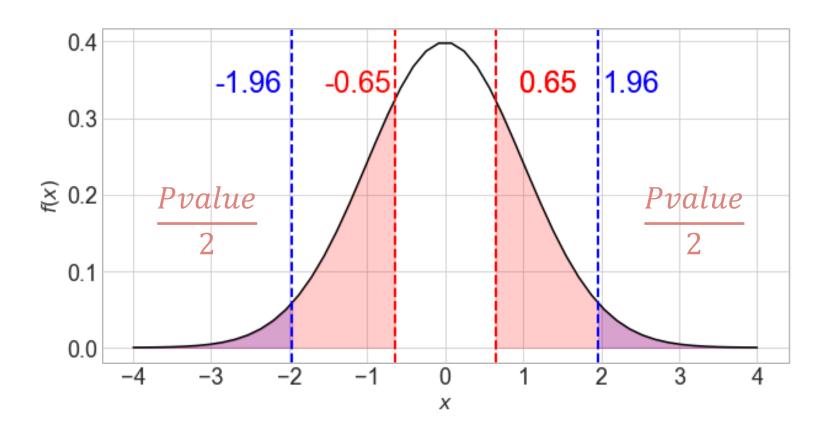




- Наблюдаемое значение попало в область между критическими ⇒ гипотеза не отвергается
- Голубая площадь под хвостами уровень значимости



• Красная площадь под хвостами — **р-значение** (достигаемый уровень значимости)

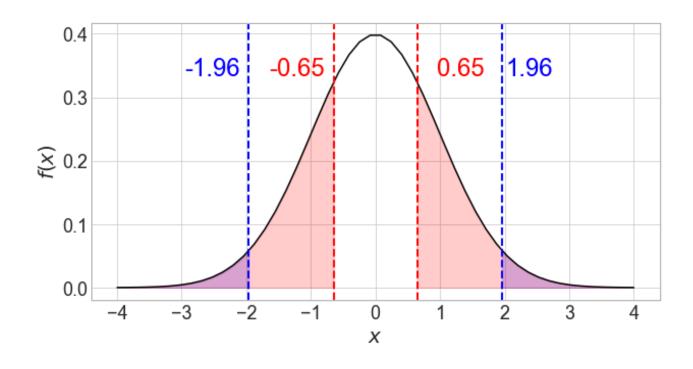


#### Р-значение упрощает проверку гипотез

Если красная площадь оказалась больше синей

$$p_value > \alpha$$
,

⇒ наблюдаемое значение попало в область между критическими, гипотеза **не отвергается**.



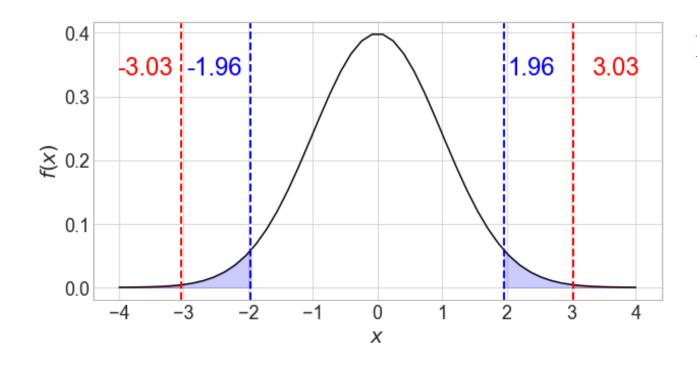
 $p_value > \alpha \Rightarrow$  не отвергается

#### Р-значение упрощает проверку гипотез

Если красная площадь оказалась меньше синей

$$p_value < \alpha$$
,

⇒ наблюдаемое значение попало в критическую область, гипотеза **отвергается**.



 $p\_value < \alpha \Rightarrow$  отвергается

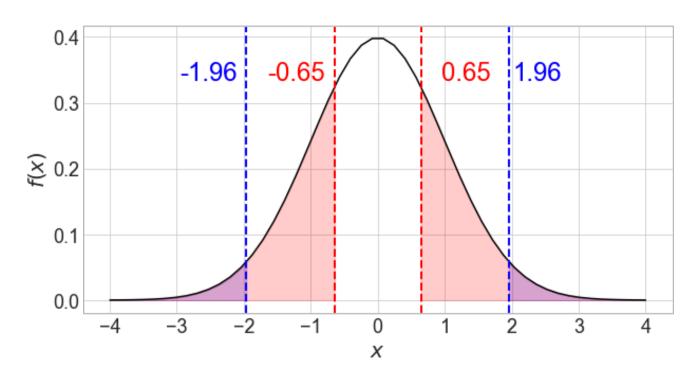
**Вопрос:** какой уровень значимости надо выбрать, чтобы гипотеза впервые отверглась?

### Р-значение

Вопрос: какой уровень значимости надо выбрать, чтобы гипотеза впервые отверглась?

Ответ: равный Р-значению

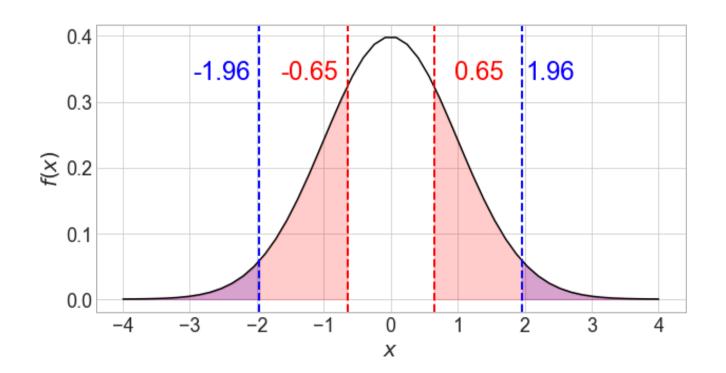
Из-за этого Р-значение также называют **достигаемым уровнем значимости** 



### Р-значение

Достигаемый уровень значимости (**P-значение**) — это вероятность при справедливости нулевой гипотезы получить такое же наблюдаемое значение статистики, как в эксперименте либо ещё более экстремальное

$$p\_value = \mathbb{P}(|z| > z_{\text{набл.}} \mid H_0)$$



### Р-значение

Достигаемый уровень значимости (**Р-значение**) — это вероятность при справедливости нулевой гипотезы получить такое же наблюдаемое значение статистики, как в эксперименте либо ещё более экстремальное

$$p_value = \mathbb{P}(|z| > z_{\text{набл.}} \mid H_0)$$

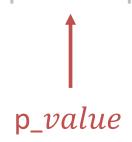
 $oldsymbol{\Phi}$  В нашей ситуации  $p\_value = 0.518$ , то есть вероятность получить наше или ещё более экстремальное значение статистики, при верности  $H_0$  высока, что говорит в пользу гипотезы

### Резюме

- С помощью Р-значения удобно проверять гипотезы
- Оно помогает не акцентировать внимание на том, как именно вычисляется критическое значение, и упрощает понимание статистических протоколов

### Типичный протокол из статистического пакета:

	coef	std err	Z	P> z	[0.025	0.975]
Intercept	-2.5988	1.918	-1.355	0.175	-6.358	1.161
У	0.4170	0.297	1.404	0.160	-0.165	0.999



# Ошибки 1 и 2 рода

	$H_0$ верна	$H_0$ неверна	
$H_0$ не отвергается	ok	β	ошибка 2 рода
$H_0$ отвергается	α	ok	

ошибка 1 рода

 $\alpha = \mathbb{P}(H_0 \text{ отвергнута} \mid H_0 \text{ верна})$ 

 $\beta = \mathbb{P}(H_0$  не отвергнута |  $H_0$  не верна)

Величину  $1-\beta$  называют **мощностью** критерия

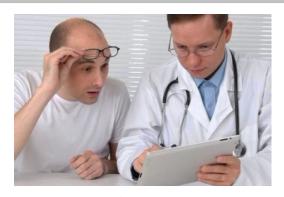
Н<sub>0</sub>: нет беременности

 $H_0$  верна

 $H_a$ : есть беременность

 $H_0$  неверна

 $H_0$  не этвергается





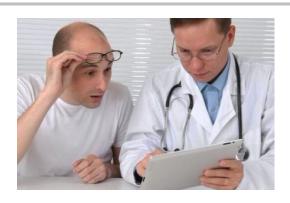




Вы не беременны

Вы не беременны

 $H_0$ отвергается









Вы беременны

Вы беременны

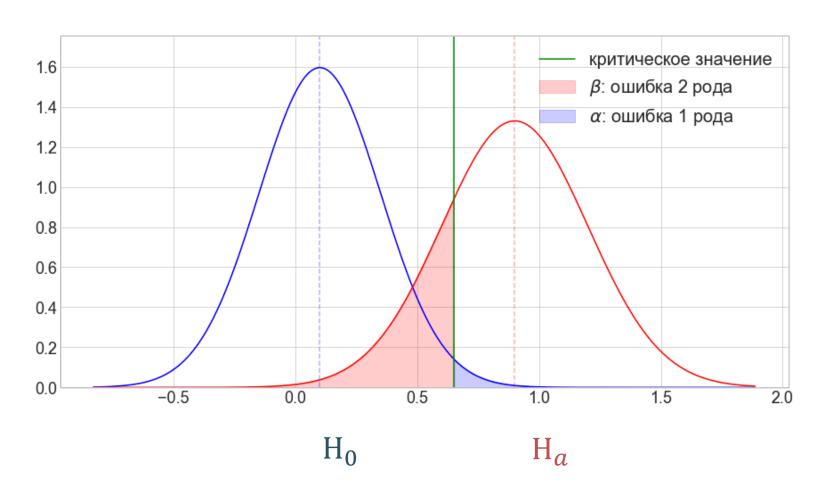
$$H_0: p = p_0$$

Ошибки первого и второго рода неравнозначны:

мы перед экспериментом фиксируем lpha,

$$H_a: p = p_a$$

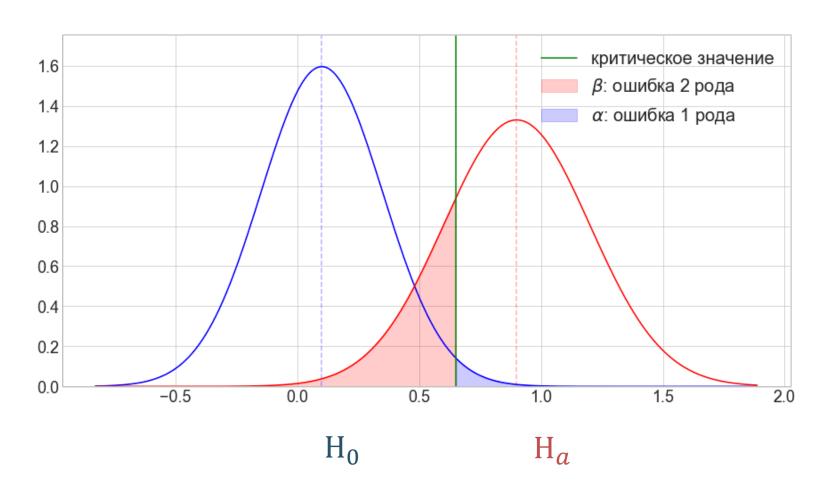
а  $\beta$  минимизируется по остаточному принципу



 $H_0: p = p_0$ 

 $H_a: p = p_a$ 

При уменьшении ошибки первого рода всегда возрастает ошибка второго рода



# Аналогия с классификацией

$$y=1$$
  $y=0$   $\hat{y}=1$   $TP$   $FP$  ошибка 2 рода  $\hat{y}=0$   $FN$   $TN$ 

ошибка 1 рода

**Пример:** хотим, чтобы классификатор удалял спам и задел минимум хороших документов

**Подбор порога:** зафиксировать  $FPR = \frac{FP}{FP + TN} \leq 0.05$  (доля зря удалённых), а дальше максимизировать полноту  $Recall = TPR = \frac{TP}{TP + FN} = 1 - \frac{FN}{TP + FN}$ 

# Наиболее мощный критерий

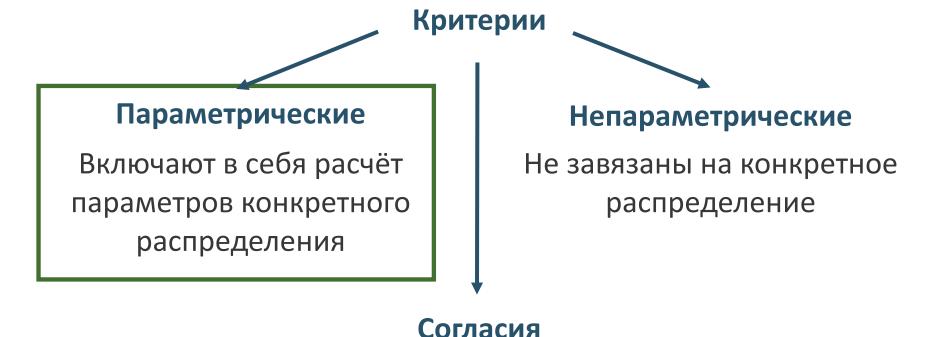
- Статистический критерий способ посчитать расстояние между наблюдаемым значением и предполагаемым
- Подобные расстояния можно считать разными способами
- Хочется выбрать такой способ, который при фиксированном размере выборки и фиксированной ошибке первого рода будет давать наименьшую ошибку второго рода
- Такой критерий называется наиболее мощным

### Резюме

- Ошибки первого и второго рода неравнозначны
- Имеется презумпция нулевой гипотезы
- Обычно нулевую гипотезу формулируют так, что нет значимого эффекта

# Параметрические критерии

# Какими бывают критерии



Проверяется гипотеза о виде неизвестного закона распределения

**Есть и другие группы критериев.** Любое математически формализованное правило, по которому проверяется гипотеза, можно назвать критерием.

### Схема математической статистики

Выборка:  $x_1, \ldots, x_n$  Параметр:  $\theta$ 

 $\widehat{\theta} \longrightarrow f_{\widehat{\theta}}(t)$ 

### 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

### Схема математической статистики

Выборка:  $x_1, \ldots, x_n$  Параметр:  $\theta$ 

 $\widehat{\theta} \longrightarrow f_{\widehat{\theta}}(t)$ 

Союзники

Асимптотические (при большом n)

- ЦПТ
- Дельта-метод

Точные

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

очность оценки, прогнозов

доверительные интервалы

Ответы на вопросы

проверка гипотез

Асимптотические критерии

> Точные критерии

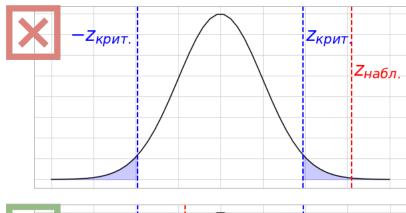
# Гипотезы о долях

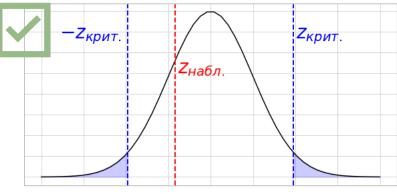
# **Z-критерий для доли**

$$X_1, ..., X_n \sim iid Bern(p)$$

$$H_0: p = p_0$$

$$H_a: p \neq p_0$$





### ЦПТ:

$$\hat{p} \stackrel{asy}{\sim} N\left(p_0, \frac{p_0(1-p_0)}{n}\right)$$

### Критерий для проверки:

$$z = \frac{\hat{p} - p_0}{\sqrt{\frac{p_0 (1 - p_0)}{n}}} \stackrel{asy}{\sim} N(0, 1)$$

Критерий асимптотический,т.к. использует ЦПТ

# Пример (дискриминация):

- В 70-х за участие в антивоенной демонстрации арестован педиатр, автор книг о воспитании детей, Бенджамин Спок
- Суд присяжных назначается сложной многоступенчатой процедурой отбора
- Отобрано 300 человек, из них 90 женщин
- Адвокаты протестуют на предвзятость выбора
- Проверяем гипотезу о предвзятости на уровне значимости 5%

# Пример (дискриминация):

 $H_0$ : отбор беспристрастный

 $H_a$ : женщин дискриминируют

$$H_0: p = 0.5$$

 $H_0: p = 0.5$   $H_a: p < 0.5$ 



Левосторонняя альтернатива, так как нас интересует именно дискриминация женщин

# Пример (дискриминация):

 $H_0$ : отбор беспристрастный

 $H_a$ : женщин дискриминируют

⇔ H<sub>0</sub>: <math>p = 0.5 H<sub>a</sub>: <math>p < 0.5

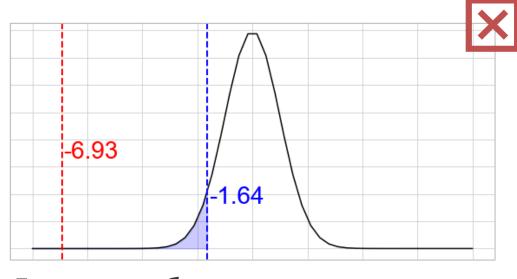
$$X_1, ..., X_n \sim iid Bern(p)$$

 $X_i = 1$ , если присяжный – женщина

$$\hat{p} = \frac{90}{300}$$

$$z_{obs} = \frac{0.3 - 0.5}{\sqrt{\frac{0.5 (1 - 0.5)}{300}}}$$

$$z_{0.05} = -1.64$$



Гипотеза о беспристрастном отборе отвергается

# **Z-критерий для разности независимых долей**

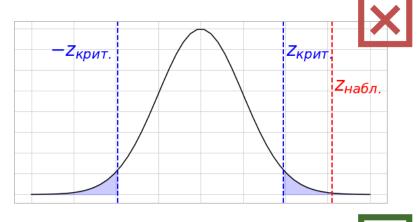
$$X_1, \dots, X_{n_x} \sim iid \ Bern(p_x)$$

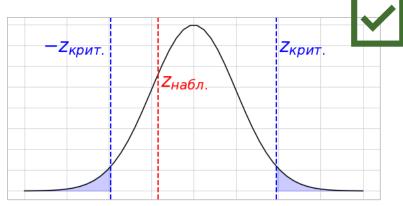
$$Y_1, \dots, Y_{n_y} \sim iid Bern(p_y)$$

### Выборки независимые

$$H_0: p_x = p_y = P \quad H_a: p_x \neq p_y$$

Критерий асимптотический, т.к. использует ЦПТ





### Критерий для проверки:

$$z = \frac{\hat{p}_{x} - \hat{p}_{y}}{\sqrt{P(1-P) \cdot \left(\frac{1}{n_{x}} + \frac{1}{n_{y}}\right)}}$$

$$\stackrel{asy}{\sim} N(0,1)$$

$$\stackrel{asy}{\sim} N(0,1) \qquad P = \frac{m_x + m_y}{n_x + n_y}$$

 $m_i$  – число 1 в выборке

# Пример (кофе):

Н<sub>0</sub>: кофе любят одинаково

 $H_0: p_{\Pi} = p_{M}$ 

 $\Leftrightarrow$ 

На: в Москве любят сильнее

 $H_a: p_\Pi < p_M$ 

$$X_1, \dots, X_{100} \sim iid Bern(p_M)$$

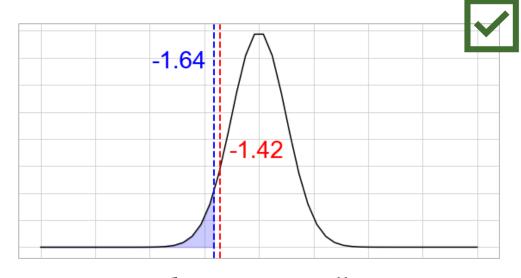
$$Y_1, \dots, Y_{100} \sim iid Bern(p_{\Pi})$$

$$\hat{p}_{M} = 0.6, \qquad \hat{p}_{\Pi} = 0.5$$

$$P = \frac{50 + 60}{200} = 0.55$$

$$z_{obs} = \frac{0.5 - 0.6}{\sqrt{0.55 \cdot 0.45 \cdot \frac{2}{100}}}$$

$$z_{0.05} = -1.64$$



Гипотеза об одинаковой любви **не отвергается** 

# **Z-критерий для разности зависимых долей**

$$X_1, \dots, X_n \sim iid Bern(p_x)$$

$$Y_1, \dots, Y_n \sim iid Bern(p_y)$$

### Выборки зависимые

$$H_0: p_x = p_y$$

$$H_a: p_x \neq p_y$$

# $egin{array}{c|cccc} & 0 & 1 & & & & & & & & & & & & & & & \\ \hline 0 & a & & b & & & & & & & & & & & & \\ \hline 1 & c & & d & & & & & & & & & & & & \end{array}$

Люди одни и те же, нас интересуют те, кто поменял мнение

### Критерий для проверки:

$$z = \frac{c - b}{\sqrt{c + b - \frac{(c - b)^2}{n}}} \stackrel{asy}{\sim} N(0, 1)$$

• Критерий асимптотический

# Пример (кофе):

- В 2020 году в Москве сотню человек спросили, любят ли они кофе
- Через год у этих же ста человек снова спросили, любят ли они кофе по-прежнему
- Правда ли, что число любителей кофе изменилось?

		2020			
		0	1		
2021	0	20	10		
2021	1	20	50		

# Пример (кофе):

$$X_1, ..., X_n \sim iid Bern(p_x)$$

$$Y_1, ..., Y_n \sim iid Bern(p_y)$$

### 

2020

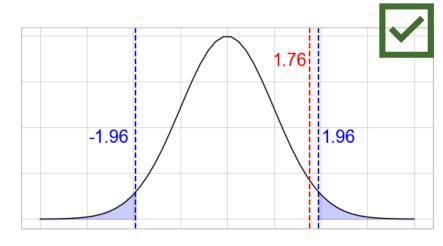
### Выборки зависимые

$$H_0: p_x = p_y$$

$$H_a: p_x \neq p_y$$

$$z_{obs} = \frac{20 - 10}{\sqrt{20 + 10 - \frac{(20 - 10)^2}{100}}}$$

$$z_{0.975} = 1.96$$



Гипотеза о том, что люди не поменяли вкусовых предпочтений **не отвергается** 

### Резюме

- Для проверки гипотезы о долях используется z-тест, основанный на ЦПТ
- В случае независимых и зависимых выборок статистика считается немного по-разному, для зависимых мы акцентируем внимание только на изменениях
- Обе имеют асимптотически нормальное распределение

 С помощью ровно этих же статистик мы до этого строили для долей асимптотические доверительные интервалы

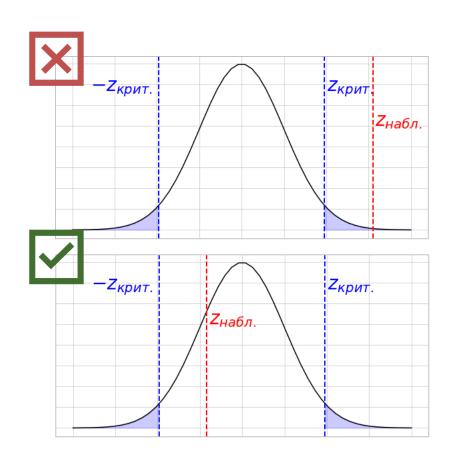
# Гипотезы о средних

# **Z-критерий для среднего**

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

$$H_0: \mu = \mu_0$$

$$H_a: \mu \neq \mu_0$$



### ЦПТ:

$$\bar{X} \overset{asy}{\sim} N\left(\mu_0, \frac{\hat{\sigma}^2}{\sqrt{n}}\right)$$

### Критерий для проверки:

$$z = \frac{\overline{X} - \mu_0}{\sqrt{\frac{\widehat{\sigma}^2}{n}}} \quad \stackrel{asy}{\sim} \quad N(0, 1)$$

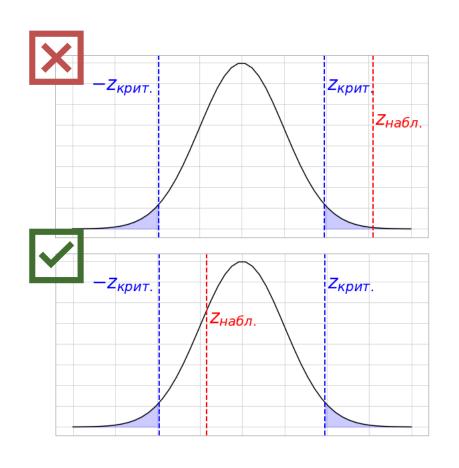
Критерий асимптотический, т.к. использует ЦПТ, применим для любых средних

# t-критерий для среднего

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

$$H_0: \mu = \mu_0$$

$$H_a$$
:  $\mu \neq \mu_0$   $\sigma^2$  — известна



### ЦПТ:

$$\bar{X} \stackrel{\sim}{\sim} N\left(\mu_0, \frac{\sigma^2}{\sqrt{n}}\right)$$

### Критерий для проверки:

$$z = \frac{\overline{X} - \mu_0}{\sqrt{\frac{\sigma^2}{n}}} \quad \stackrel{\text{H}_0}{\sim} \quad N(0, 1)$$

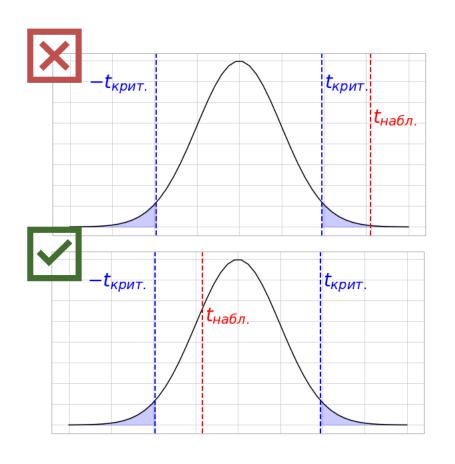
Критерий точный, используется предположение о нормальности выборки и известности σ<sup>2</sup>

# t-критерий для среднего

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

$$H_0: \mu = \mu_0$$

$$H_a$$
:  $\mu \neq \mu_0$   $\sigma^2$  — НЕизвестна



### ЦПТ:

$$\bar{X} \sim N\left(\mu_0, \frac{\sigma^2}{\sqrt{n}}\right)$$

### Критерий для проверки:

$$z = \frac{\overline{X} - \mu_0}{\sqrt{\frac{\widehat{\sigma}^2}{n}}} \quad \sim \quad t(n-1)$$

Критерий точный, используется предположение о нормальности выборки

# Пример (курсы подготовки):

- Каждый год люди сдают ЕГЭ по математике. В обычной ситуации средний результат составляет 65 баллов.
- Игорь открыл свои курсы подготовки к ЕГЭ, его группа из 100 человек получила в среднем 70 баллов, стандартное отклонение составило 20 баллов.
- Правда ли, что курсы Игоря помогают получить более высокий балл?
- Проверяем гипотезу на уровне значимости 5%

# Пример (курсы подготовки):

Н<sub>0</sub>: курсы Игоря неэффективны

 $H_0$ :  $\mu = 60$ 

На: курсы помогают

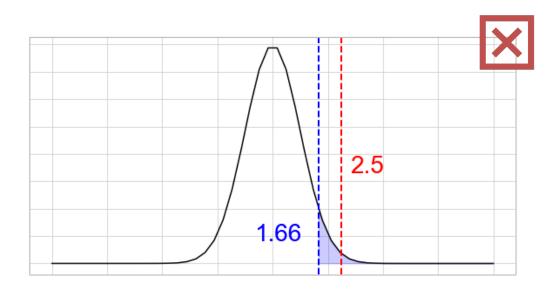
 $H_a: \mu > 60$ 

### Предположение:

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

$$t_{obs} = \frac{70 - 60}{\frac{20}{\sqrt{100}}}$$

$$t_{0.95} = 1.66$$



Гипотеза о неэффективности курсов Игоря **отвергается,** они помогают получить более высокий балл

# **Z-критерий для разности средних**

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

# Критерий асимптотический,т.к. использует ЦПТ

### Выборки независимые

$$H_0$$
:  $\mu_x = \mu_y$ 

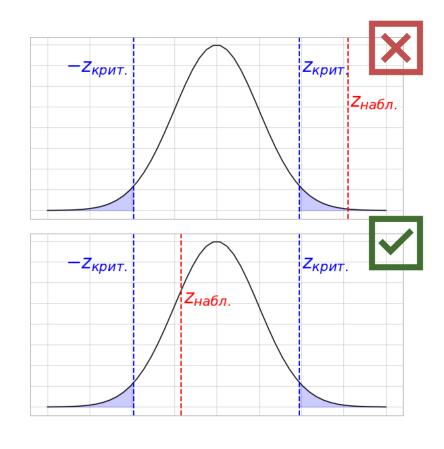
$$H_a: \mu_x \neq \mu_y$$

### ЦПТ:

$$\bar{X} - \bar{Y} \stackrel{asy}{\sim}_{H_0} N \left( 0, \frac{\sigma_{\chi}^2}{n_{\chi}} + \frac{\sigma_{y}^2}{n_{y}} \right)$$

### Критерий для проверки:

$$z = \frac{\bar{X} - \bar{Y}}{\sqrt{\frac{\sigma_x^2}{n_x} + \frac{\sigma_y^2}{n_y}}} \stackrel{asy}{\sim} N(0, 1)$$

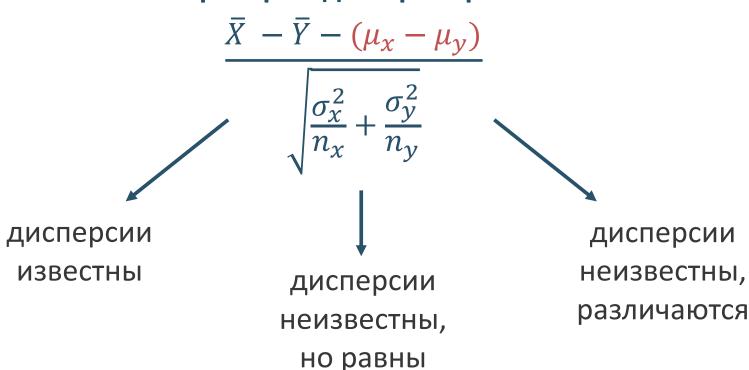


# Точные критерии для разности средних

$$X_1, \dots, X_{n_x} \sim iid N(\mu, \sigma^2)$$
  $H_0: \mu_x = \mu_y$   $Y_1, \dots, Y_{n_y} \sim iid N(\mu, \sigma^2)$   $H_a: \mu_x \neq \mu_y$ 

### Выборки независимые

### Критерий для проверки:



## Точные критерии для разности средних

### Критерий для проверки:

дисперсии известны

$$z = \frac{\overline{X} - \overline{Y}}{\sqrt{\frac{\sigma_x^2}{n_x} + \frac{\sigma_y^2}{n_y}}} \sim N(0, 1)$$

Нормальное распределение

дисперсии неизвестны, но равны

$$t=rac{ar{X}-ar{Y}}{\sqrt{rac{\hat{\sigma}_o^2}{n_\chi}+rac{\hat{\sigma}_o^2}{n_y}}}\sim t(n+m-2)$$
 Распределение Стьюдента

дисперсии неизвестны

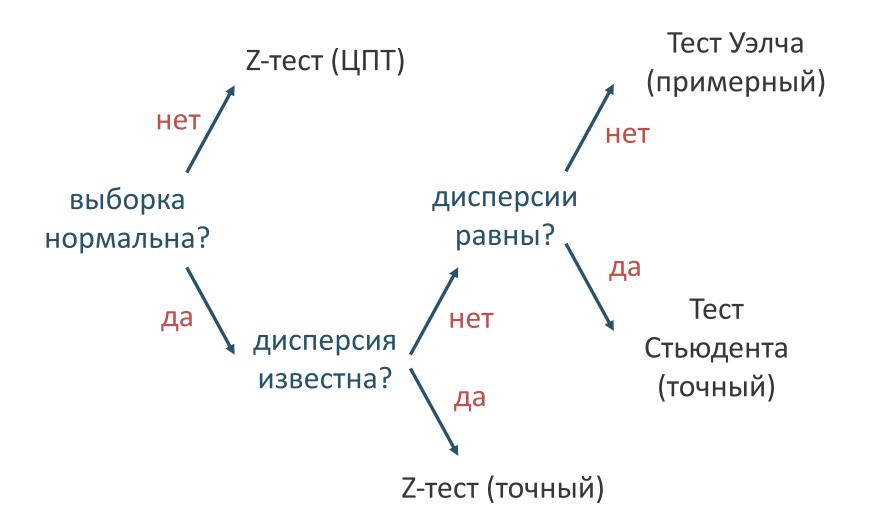
$$t = \frac{\bar{X} - \bar{Y}}{\sqrt{\frac{\hat{\sigma}_{x}^{2}}{n_{x}} + \frac{\hat{\sigma}_{y}^{2}}{n_{y}}}} \sim t(v)$$

Распределение Уэлча

### Пример (стоимость недвижимости):

- До коронакризиса один квадратный метр в Москве стоил 105 тыс. рублей при стандартном отклонении в 40 тыс.
- После коронакризиса один квадратный метр стоит 90 тыс. рублей при стандартном отклонении в 50 тыс.
- Упала ли стоимость, если  $n_{\chi} = 20$ ,  $n_{V} = 30$ ?

### Пример (стоимость недвижимости):



### Пример (стоимость недвижимости):

Н<sub>0</sub>: стоимость не поменялась

 $H_0$ :  $\mu_{2021} = \mu_{2020}$ 

 $H_a$ : стоимость упала

 $H_a: \mu_{2021} < \mu_{2020}$ 

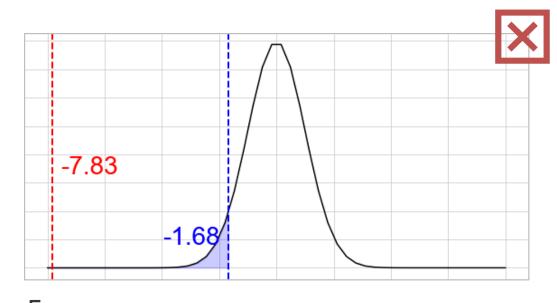
#### Предположение:

Выборки независимы, нормальны

$$t_{obs} = \frac{90 - 105}{\sqrt{\frac{40}{20} + \frac{50}{30}}}$$

$$\nu = 43.89$$

$$t_{0.95} = -1.67$$



Гипотеза о неизменности цен **отвергается** 

 $\Leftrightarrow$ 

### Разность средних (зависимые выборки)

#### Выборки зависят друг от друга:

$$X_1, ..., X_n \sim iid N(\mu_1, \sigma_1^2)$$
  $Y_1, ..., Y_n \sim iid N(\mu_2, \sigma_2^2)$ 

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

$$d_i = X_i - Y_i$$

• Используем распределение Стьюдента, дисперсию считаем по формуле:

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

### Пример (польза лекарства):

- На 5 испытуемых сравнивают два лекарства против респираторных заболеваний
- Каждый вдыхает лекарство из ингалятора, а после принимает участие в упражнении на беговой дорожке
- Измеряется время достижения максимальной нагрузки
- Затем то же самое проделывается со вторым лекарством, правда ли что лекарства не отличаются?

### Пример (польза лекарства):

$H_0$ :	$\mu_1$	=	$\mu_2$
---------	---------	---	---------

$$H_a: \mu_1 \neq \mu_2$$

Лекарство 1	50	40	45	45	35
Лекарство 2	60	30	30	35	30
$d_i$	10	-10	-15	-10	-5

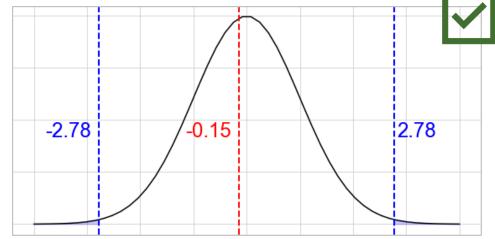
#### Предположение:

Выборки независимы, нормальны

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

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

$$t_{obs} = \frac{-6 - 0}{92.5/\sqrt{5}} \qquad t_{0.95} = 2.78$$



Гипотеза, что время достижения максимальной нагрузки не отличается не отвергается

#### Резюме

- Благодаря удобству ЦПТ, критерии основанные на ней широко распространены
- Для маленьких выборок бывает лучше использовать точные критерии
- Если эти критерии основаны на нормальном распределении, надо проверить выборку на нормальность
- Если предполагается равенство дисперсий, это тоже не помешает проверить
  - С помощью ровно этих же статистик мы до этого строили для средних доверительные интервалы.

## Гипотезы о дисперсиях

# $\chi^2$ – критерий для дисперсии

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

#### Критерий для проверки:

 $\mu$  — известно

$$H_0: \sigma^2 = \sigma_0^2$$

$$H_a: \sigma^2 > \sigma_0^2$$

$$\frac{n \cdot \hat{s}^2}{\sigma_0^2} = \sum_{i=1}^n \frac{(X_i - \mu)^2}{\sigma_0^2} \sim_{H_0} \chi_n^2$$

- Высокая дисперсия связана с риском и нестабильностью
- Мы хотим знать, принимает ли дисперсия своё значение ниже  $\sigma_0^2$
- Из-за этого в качестве альтернативы обычно используют правостороннюю

# $\chi^2$ – критерий для дисперсии

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

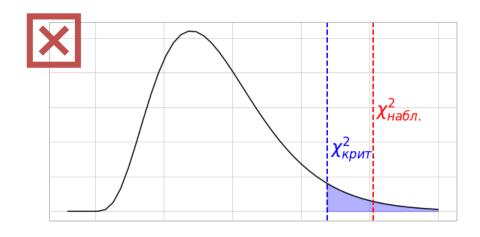
 $\mu$  — известно

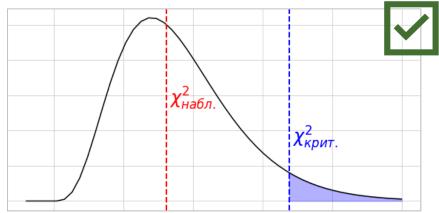
$$H_0: \sigma^2 = \sigma_0^2$$

$$H_a: \sigma^2 > \sigma_0^2$$

#### Критерий для проверки:

$$\frac{n \cdot \hat{s}^2}{\sigma_0^2} = \sum_{i=1}^n \frac{(X_i - \mu)^2}{\sigma_0^2} \sim_{H_0} \chi_n^2$$





 $m{\P}$  Критерий точный, используется предположение о нормальности выборки и известности  $\mu$ 

# $\chi^2$ – критерий для дисперсии

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

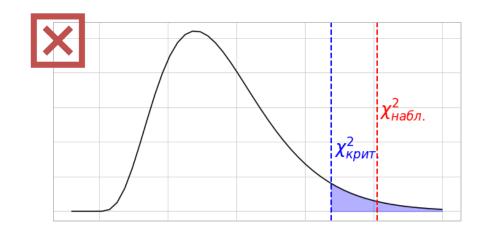
 $\mu$  — НЕизвестно

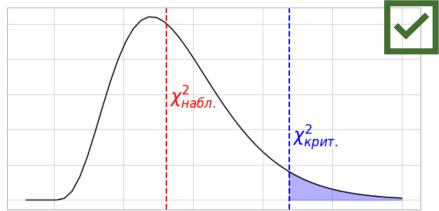
$$H_0: \sigma^2 = \sigma_0^2$$

$$H_a: \sigma^2 > \sigma_0^2$$

#### Критерий для проверки:

$$\frac{(n-1)\cdot\hat{\sigma}^2}{\sigma_0^2} \underset{H_0}{\sim} \chi_{n-1}^2$$





 Критерий точный, используется предположение о нормальности выборки

- Мистер Белфорд считает, что вкладываться в активы с дисперсией доходности выше 0.04 очень риксованно.
- За последний год дисперсия Chesapeake Energy составила 0.09. Следует ли вкладываться в эту бумагу? Решение принимается на уровне значимости 5%.

 $H_0$ : стоит вкладываться

 $H_a$ : лучше не надо

$$H_0: \sigma^2 \le 0.04$$

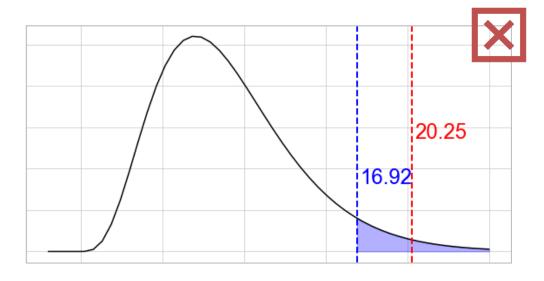
 $H_0: \sigma^2 \le 0.04$   $H_a: \sigma^2 > 0.04$ 

#### Предположение:

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

$$\chi_{obs}^2 = \frac{(10-1)\cdot 0.09}{0.04}$$

$$\chi_9^2(0.95) = 16.92$$



Гипотеза о том, что риск бумаги устроит мистера Белфорда **отвергается** 

## Тест Фишера для отношения дисперсий

$$X_1, \dots, X_{n_x} \sim iid \ N(\mu_x, \sigma_y^2)$$

$$Y_1, \dots, Y_{n_y} \sim iid N(\mu_y, \sigma_y^2)$$

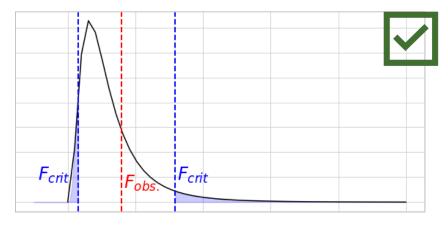
#### Выборки независимые

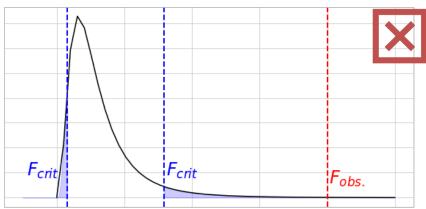
$$H_0$$
:  $\sigma_x = \sigma_y$ 

$$H_a: \sigma_x \neq \sigma_y$$

#### Критерий для проверки:

$$\frac{\hat{\sigma}_{\chi}^2/\sigma_{\chi}^2}{\hat{\sigma}_{y}^2/\sigma_{y}^2} = \frac{\hat{\sigma}_{\chi}^2}{\hat{\sigma}_{y}^2} \sim F_{n_{\chi}-1, n_{y}-1}$$





Критерий точный, используется предположение о нормальности выборки

- Мистер Белфорд наблюдает за двумя бумагами. За последние десять лет выборочная дисперсия доходности для первой бумаги составила 0.05. Для второй бумаги 0.08.
- Есть ли основания полагать, что на уровне значимости 5% вложение во вторую бумагу более рискованно.

 $H_0$ : риск одинаковый

 $H_a$ : вторая бумага риксованнее

#### Предположение:

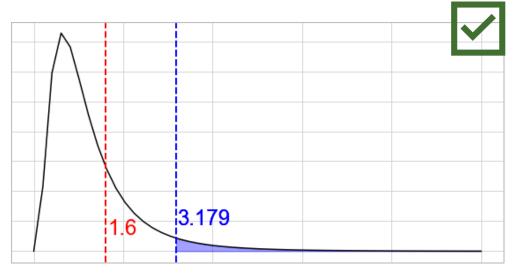
$$X_1, \dots, X_{n_x} \sim iid N(\mu_x, \sigma_y^2)$$

$$Y_1, \dots, Y_{n_y} \sim iid N(\mu_y, \sigma_y^2)$$

Выборки независимые

$$F_{obs} = \frac{0.08}{0.05}$$

$$F_{9.9}(0.95) = 3.18$$



Гипотеза о том, что бумаги обладают одинаковой рискованностью не отвергается

#### Резюме

- Для нормальных выборок для проверки гипотез о дисперсиях можно использовать критерий Хи-квадрат
- Для случая двух нормальных выборок подойдёт тест Фишера
- Есть и другие способы проверять гипотезы о дисперсиях

 С помощью ровно этих же статистик мы до этого строили для дисперсий доверительные интервалы